

UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

L'effet de contagion des événements médiatiques liés aux fraudes financières
sur le risque des entreprises

par

Michel Léveillé

Mémoire présenté à

Monsieur Frank Coggins

En vue de l'obtention du grade de

Maîtrise en finance – Maîtrise ès sciences (M. Sc.)

Mai 2019

Résumé

Les fraudes financières ont eu des impacts significatifs sur les marchés financiers et malgré que de nouvelles réglementations furent mises en place par le passé, elles ont continué de survenir. Nous n'avons qu'à penser aux fraudes comptables d'Enron et WorldCom. Nous notons dans la littérature un impact significatif sur le rendement des actionnaires (p. ex. Davidson, Worrell et Lee (1994)) causé par les événements de fraude financière. De plus, les médias ont également un impact important sur les rendements boursiers. Ceci est démontré entre autres par Liu, Smith et Syed (1990) et Chang et Suk (1998) à l'aide d'informations en provenance du *Wall Street Journal*. Cependant, nous constatons que dans le cadre de ce mémoire, nous sommes en mesure d'ajouter une compréhension supplémentaire à la littérature en analysant l'effet de contagion d'une fraude financière au travers des médias. Pour ce faire, nous utilisons une base de données de l'Université de Sherbrooke de 941 événements de fraude entre 1984 et 2014 traitée par le *Wall Street Journal* permettant ainsi d'analyser les événements de fraudes au travers de ce quotidien. Nous employons une approche conditionnelle suivant la méthode Ferson et Schadt (1996). Nous expliquons ainsi, en premier lieu, les variations du risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée dans l'événement de fraude. En deuxième lieu, nous nous penchons sur l'effet de contagion du risque systématique entre l'entreprise similaire et impliquée. Finalement, nous apportons une compréhension supplémentaire en analysant les résultats obtenus en fonction du type de fraude, du type de victime, du type de finalité juridique et selon le traitement médiatique effectué par le *Wall Street Journal*. En conclusion, nous notons une variation significative du risque systématique de l'entreprise jumelle ainsi qu'un effet de contagion. De plus, au niveau du traitement médiatique, la durée de l'événement en question semble avoir une valeur explicative.

Remerciements

La rédaction d'un mémoire pour conclure une maîtrise nécessite beaucoup de patience, de temps et d'efforts.

Tout d'abord, j'aimerais remercier mon directeur de recherche professeur Frank Coggins. J'ai apprécié sa disponibilité et son soutien. Je voudrais également souligner l'accueil et le mentorat que j'ai reçu de Stephen Kibsey et Bertrand Millot de la Caisse de Dépôt et de Placement du Québec.

Finalement, je me considère privilégié d'avoir eu un entourage qui m'a supporté. Je prends donc le temps de remercier très sincèrement mes collègues, amis et plus particulièrement ma famille qui ont vécu de près ou de loin ce processus avec moi.

Merci et bonne lecture!

Table des matières

1.	Introduction.....	1
2.	Revue de littérature	5
2.1.	Fraudes financières en entreprise	5
2.1.1.	Motivation à la fraude.....	6
2.1.2.	Conséquences suite à la détection d'une fraude	8
2.1.3.	Analyse de la direction	16
2.1.4.	Approche risque	18
2.1.5.	Médias et fraude	19
2.2.	Effet médiatique.....	21
2.2.1.	Impact des médias sur le marché financier.....	21
2.2.2.	Information primaire vs secondaire	24
2.2.3.	Analyse lexicographique.....	25
2.2.4.	Bénéfices d'une couverture médiatique	27
2.2.5.	Le comportement des individus	29
2.2.6.	Autres sources non informatives.....	32
2.2.7.	Prédiction à l'aide des médias.....	33
2.3.	Analyse de contagion	34
2.3.1.	Analyse de coefficients de corrélations.....	34
2.3.2.	Modèles ARCH et GARCH	44
2.3.3.	Analyse long-terme	45
2.3.4.	Utilisation de modèles probit.....	45
2.3.5.	Problèmes rencontrés	46
2.3.6.	Nouveaux modèles	48
2.4.	Analyse factorielle	57
2.5.	Contrôle de modèles conditionnels	61
3.	Objectif de la recherche	65
4.	Méthodologie	69
4.1.	Effet sur le risque systématique.....	69
4.2.	Analyse en coupe transversale.....	72
4.2.1.	Analyse sur le risque systématique	72
4.2.2.	Analyse sur l'effet de contagion.....	74

5.	Hypothèses.....	77
6.	Statistique.....	81
7.	Description des données	82
8.	Résultats empiriques	85
8.1.	Statistique des variables.....	85
8.2.	Analyse du changement dans le risque systématique	97
8.3.	Analyse de l'effet de contagion	103
8.4.	Analyse en coupe transversale	110
9.	Conclusion	114
10.	Bibliographie.....	118

Liste des tableaux

Tableau 1. Résultats de corrélation obtenus entre la performance sociale et la performance économique. Résultats tirés d’Ullmann (1985)	9
Tableau 2. Variables de Bertero et Mayer (1990) dans leur modèle de régression linéaire	35
Tableau 3. Corrélation des rendements mensuels des indices régionaux (devise locale)	37
Tableau 4. Corrélation des rendements journaliers des indices régionaux (devise locale) par Bertero et Mayer (1990)	37
Tableau 5. Règles de conduite permettant de filtrer l’information utilisée par Baig et Goldfajn (1999)	43
Tableau 6. Résumé des définitions de l’effet de contagion identifiées par Pericoli et Sbracia (2003)	47
Tableau 7. Liste des modèles factoriels	61
Tableau 8. Les types de classification des événements de fraude utilisée dans le cadre de ce mémoire	68
Tableau 9. Liste de facteurs médiatiques utilisés dans le cadre de ce mémoire pour chaque événement d’irrégularité financière	68
Tableau 10. Facteurs, variables instrumentales et variables de contrôle utilisées dans le cadre de ce mémoire	71
Tableau 11. Statistiques d’exclusions des événements répertoriés de la base de données de nouvelles de fraudes	84
Tableau 12. Statistique des événements selon les catégories de fraude	86
Tableau 13. Statistique des événements selon les croisements entre les types de victimes et les types de fraudes	88
Tableau 14. Statistique des événements selon les croisements entre les types de victimes et les types suivis juridiques	89
Tableau 15. Statistique des événements selon les croisements entre les types de fraudes et les types de suivi juridique	90
Tableau 16. Sommaire statistique des variables	91

Tableau 17. Sommaire statistique des dimensions des événements selon les différentes catégories de fraude.....	92
Tableau 18. Sommaire statistique des dimensions des événements selon les différents types de victimes.....	94
Tableau 19. Sommaire statistique des dimensions des événements selon les différents suivis juridiques.....	96
Tableau 20. Changement dans le risque systématique.....	97
Tableau 21. Changement dans le risque systématique par type de fraude.....	99
Tableau 22. Changement dans le risque systématique par type de victime	100
Tableau 23. Changement dans le risque systématique par type de suivi juridique.....	102
Tableau 24. Effet de contagion.....	104
Tableau 25. Effet de contagion pendant l'événement en fonction du type de fraude.....	105
Tableau 26. Effet de contagion après l'événement en fonction du type de fraude	106
Tableau 27. Effet de contagion pendant l'événement en fonction du type de victime	107
Tableau 28. Effet de contagion après l'événement en fonction du type de victime	108
Tableau 29. Effet de contagion pendant l'événement en fonction du type de suivi juridique...	109
Tableau 30. Effet de contagion après l'événement en fonction du type de suivi juridique	110
Tableau 31. Analyse du changement de risque systématique et de l'effet de contagion selon les paramètres médiatiques	112
Tableau 32. Analyse du changement de risque systématique et de l'effet de contagion selon l'aire d'un losange de paramètres médiatiques.....	113

1. Introduction

Les irrégularités financières en entreprise ont déjà eu, par le passé, des impacts importants sur les marchés financiers et malgré de nouvelles réglementations qui furent mises en place par le passé, elles ont continué de survenir. Nous n'avons qu'à penser aux fraudes comptables d'Enron et WorldCom. D'un autre côté les moyens de communication ont énormément évolués depuis les années 90. Nous notons dans la littérature que les annonces au travers des médias de fraude financière ont un impact significatif sur les marchés financiers (Davidson et Worrell 1988, 1992, Cloninger et Waller 2000). Ainsi, ceci nous amène la question suivante : Est-ce que le risque d'une entreprise est affecté par les annonces médiatiques de fraudes ou d'irrégularité financières? Si oui, y a-t-il un effet de contagion de cette variation du risque sur les entreprises qui ne sont pas impliquées dans l'événement, mais similaire dans leur activité économique? Cette question ajoute une compréhension supplémentaire du phénomène de fraude et permet aux investisseurs d'améliorer leur prise de décision. En effet, elle permet de déterminer si l'impact sur le risque se limite à l'entreprise impliquée dans l'événement ou s'il se propage dans les marchés.

Ce ne sont pas tous les individus qui réagiront de la même façon face à la possibilité de frauder. Ehrlich (1973) suggère que plus un individu est spécialisé face aux activités illégales, plus il réagira négativement à un incitatif de fraude. De plus, une relation positive existe entre le niveau d'illégalité commise et une estimation des gains possibles. Cette dernière est négativement reliée aux coûts associés. Selon Polinsky et Shavell (1979), les individus neutres aux risques participeront à une activité illégale si les gains potentiels sont supérieurs aux coûts qui seraient assumés s'ils se font prendre. De son côté, Cloninger (1985a) explique que les dirigeants n'agissent pas de façon frauduleuse seulement pour leur gain personnel, tel que leur compensation démontrée par (Harris et Bromiley 2007), mais aussi pour maximiser la valeur de l'actionnariat. Cependant, le

dirigeant en question est conscient que le risque de se faire prendre existe et est préféré à celui de l'entreprise sans l'existence de l'illégalité commise.

Plusieurs études se sont penchées sur l'impact sur les rendements d'une fraude financière à court-terme. Ullmann (1985) a identifié huit études ayant reconnu une corrélation positive entre la performance sociale et économique, 1 étude ayant présenté une corrélation négative et 3 où la corrélation n'était pas significative. Davidson, Worrell (1988) ont identifié des rendements cumulés anormaux négatifs la journée précédente l'événement. Ceci affirme une réaction négative des marchés à l'annonce de l'illégalité. Karpoff, Lee et Martin (2008) arrivent à des conclusions similaires et stipulent que pour une entreprise ne faisant pas faillite, l'annonce publique de l'investigation a fait diminuer la valeur de ces titres de 25% en moyenne. Davidson, Worrell et Lee (1994) ajoutent à ces conclusions en identifiant que les rendements sont négatifs pour seulement certains types de fraudes. Karpoff et Lott (1993) en sont arrivés aux mêmes conclusions.

En complémentarité aux études sur les rendements à court terme, plusieurs études relevées dans la littérature se penchent sur les impacts qui sont davantage long-terme. Cloninger, Skantz et Strickland (1987) ont identifié des mouvements de prix cumulés négatifs lors des mois d'accusation et de plaidoirie de l'entreprise impactée. En revanche, ce ne fut pas le cas lors du moment de la résolution de l'enjeu. L'auteur mentionne que les investisseurs seraient surpris par les deux premiers événements, mais qu'ils anticiperaient la résolution ou le jugement de la cour graduellement jusqu'à la date prévue. Ces conclusions permettent d'affirmer que les mouvements de prix s'effectuent au fur et à mesure que le traitement juridique s'effectue. Également, Baucus et Baucus (1997) constate que le rendement sur les actifs (ROA) est significativement négatif sur une période cumulée de 5 ans chez les entreprises déclarées coupables. Cependant, nous n'allons pas nous pencher sur les effets impliquant des données comptables étant donné que selon les biais soulevés par Ullmann (1985), les données comptables comme le ROA

peuvent être manipulées et donc s'avèrent moins fiables que le rendement des actionnaires.

Des évidences empiriques nous permettent d'affirmer que les fraudes ont un impact sur les prix et les rendements d'entreprises. De plus, l'analyse sur le risque effectué dans la littérature nous permet de tirer des conclusions similaires. Karpoff et Lott (1993) ont analysé le risque systématique à la suite de l'annonce d'une irrégularité pour déterminer que dans la majorité des cas étudiés, nous notons des mouvements significatifs. Quant-à-eux, Cloninger et Waller (2000) estiment qu'un risque systématique avant l'annonce d'une fraude plus élevé avant l'événement de fraude contient l'anticipation d'une correction et un risque systématique faible se trouve à augmenter, car les investisseurs s'attendent à des changements managériaux.

Ainsi, nous pouvons assumer que la parution d'une irrégularité financière dans les médias a un impact sur le risque systématique des entreprises impliquées. Cependant, pour être en mesure de bien comprendre l'impact de l'annonce d'une irrégularité financière dans les marchés, il faut se pencher également sur l'impact que les médias ont sur les marchés financiers pour identifier comment les nouvelles affectent les décisions financières. Chang et Suk (1998) utilisent la section « Insider trading spotlight » du *Wall Street Journal* (WSJ), il est affirmé que les nouvelles de la SEC viennent affecter significativement les prix, mais également la parution de cette dernière dans le WSJ peu de temps après. Quant-à-lui, Liu, Smith et Syed (1990) utilisent le *Wall Street Journal*, plus particulièrement la colonne « HOTS » de ce dernier et identifie que les publications s'y retrouvant ont un impact sur les marchés financiers. Il y a donc une certaine distinction à apporter entre le moment réel où un événement survient et le moment où l'information est diffusée dans les médias en regardant la réaction dans les marchés.

Inspirés par ce que nous constatons dans la revue de littérature, nous établissons différents objectifs à ce mémoire. En premier lieu, nous voulons évaluer l'effet sur le

risque systématique des événements de fraudes en entreprise parues dans le *Wall Street Journal* sur l'entreprise impliquée dans l'événement. Par la suite, nous établissons un effet de contagion sur le risque boursier systématique des événements de fraudes en entreprise parues dans ce quotidien. Pour ce faire, nous utilisons le modèle d'évaluation d'actif conditionnel de Ferson et Schadt (1996), tout en évitant les biais méthodologiques identifiés par Forbes et Rigobon (2001, 2002). De plus, nous analysons les impacts en fonctions du type de fraude, type de victime et par type de suivi juridique. Par exemple, Cloninger et Waller (2000) ont identifié que lorsque le gouvernement est la victime, l'impact sur la valeur de la firme est plus important. Finalement, nous tentons de déterminer si les facteurs médiatiques soit la durée de l'événement, le nombre de mots, le nombre d'articles à la une et le nombre d'articles sont capables d'expliquer les mouvements de risques obtenus autant au niveau du risque systématique que de l'effet de contagion. Nous allons utiliser pour nos analyses une banque de données développée par l'Université de Sherbrooke sur les événements médiatiques du quotidien le *Wall Street Journal* traitant de fraudes et d'irrégularités financière. Cette banque de données couvre la période de 1984 à 2014 et nous y retrouvons un total de 12 000 articles pour 941 événements impliquant une fraude ou une irrégularité financière.

Le mémoire est structuré comme suit. La section 2 du mémoire est une revue de littérature sur l'impact des fraudes et des médias sur les marchés financiers permettant de mieux comprendre l'effet d'une annonce médiatique d'une irrégularité financière. De plus, nous y effectuons une revue des méthodes d'analyse de l'effet de contagion. La section 3 décrit les objectifs de cette recherche. Quant-à-elle, la section 4 décrit en détail la méthodologie d'analyse qui sera utilisée et les hypothèses permettant de répondre aux objectifs décrits précédemment. À la section 5 nous décrivons la base de données utilisée pour ensuite présenter les résultats à la section 6. Finalement, à la section 7 nous concluons le mémoire tout en décrivant les avenues futures et les limites de cette recherche.

2. Revue de littérature

Étant donné que ce mémoire concerne autant les illégalités financières en entreprises que l'effet médiatique, pour en arriver à bien comprendre le sujet, une revue de littérature rapportant les anomalies détectées lors de fraudes financières et celles concernant l'effet médiatique est présentée. De plus, la mesure de l'effet de contagion étant une partie importante des résultats à obtenir, nous soulignons ce qui est déjà présenté pour en arriver à bien comprendre ce phénomène. Finalement, les modèles factoriels et conditionnels sont abordés, car ils sont essentiels à l'élaboration de la méthodologie.

2.1. Fraudes financières en entreprise

Malgré de multitudes règles mises en place au travers du globe pour limiter les crimes financiers, nous n'avons qu'à penser aux nouvelles normes comptables internationales ou à l'évolution des normes de vérification au fil du temps; les fraudes corporatives n'ont jamais cessé d'exister. Elles peuvent se présenter sous toutes sortes de formes et certaines, de par leur importance, vont aller jusqu'à ébranler le système financier en entier. Citons comme exemple certains cas qui ont fait appel aux produits dérivés dans leur controverse, comme Bankers Trust, ou les problèmes liés aux papiers commerciaux qui ont provoqué un désastre en 2007. Nous pouvons également souligner certains cas de fraudes comptables telles qu'Enron ou WorldCom qui ont été fortement médiatisées. Ce sujet mérite notre attention et pour en arriver à bien comprendre les différents phénomènes s'y rattachant, nous effectuerons tout d'abord un survol de la littérature en lien avec les motivations existantes qui font en sorte que les fraudes continuent de survenir dans le monde corporatif. Par la suite, nous présentons en détail les conséquences des fraudes en entreprise à court terme, à long terme, une analyse de la direction des entreprises et finalement une approche davantage axée sur les impacts au niveau des risques.

2.1.1. Motivation à la fraude

En analysant les cas de fraude cités plus haut, il est possible d'identifier leurs conséquences néfastes directement sur l'entreprise. Alors, qu'est-ce qui motive les entreprises à commettre des illégalités corporatives? Les premières recherches sur le sujet se basent sur des concepts théoriques. Ehrlich (1973) suggère que plus un individu est spécialisé sur les activités illégales, plus il réagira négativement à un incitatif de fraude. Donc, ce ne sont pas tous les individus qui réagiront de la même façon. Toujours selon Ehrlich (1973), une relation positive est découverte entre le niveau d'illégalité commise et une estimation des gains possibles et est négativement reliée aux coûts associés (amendes, poursuites, etc.). D'ailleurs, une étude davantage en lien avec les risques est proposée par Cloninger (1983). L'auteur définit la possibilité de se faire prendre pour un acte frauduleux en tant que risque moral. Ce dernier se définit comme étant le risque d'être lié à des actes illégaux commis. Ces actes incluent l'arrestation et la culpabilité pour des actes illégaux, immoraux, non éthiques ou discriminatoires. Cloninger (1983) explique qu'il est possible pour une entreprise, à l'aide de pratiques frauduleuses, de réduire son risque systématique. Cependant, commettre un acte illégal fait en sorte que l'entreprise s'expose à du risque moral. Donc, lorsqu'une entreprise se fait prendre, des conséquences négatives s'en suivent et la rentabilité est affectée. Il s'agit donc ici de deux scénarios possibles soit, se faire prendre ou de ne pas se faire prendre. En analysant les gains espérés des différents scénarios, il peut être jugé pertinent par certains individus de placer l'entreprise en contexte de fraude.

Pour un niveau d'aversion au risque donné, Polinsky et Shavell (1979) se demandent quelle serait la probabilité optimale d'être arrêté ou de recevoir une contravention pour un individu, ce que Cloninger (1983) définit comme étant le risque moral. L'analyse est effectuée selon une perspective de prévention de la fraude pour idéalement éliminer les illégalités de la société. Deux types de comportements de l'individu sont présentés, soit neutres au risque ou qui a de l'aversion au risque. Pour un individu neutre au risque, la

probabilité optimale est la plus faible possible et pour les individus qui ont de l'aversion au risque elle est de 100%. Ceci s'explique par le fait que la neutralité au risque élimine la crainte d'un individu de se faire prendre. Ainsi, les autorités déboursaient inutilement des frais pour attraper ces individus et ne parviendraient jamais à décourager les fraudeurs. Il y aurait toujours des fraudes dans la société. Le cas est tout à fait le contraire dans une situation d'aversion au risque, car la crainte de se faire prendre à un niveau de quasi 100% élimine les incitatifs pour ce type d'individu. Cependant, dans le cas d'un agent avec de l'aversion pour le risque, la théorie présentée fonctionne seulement si les coûts pour attraper ce dernier sont suffisamment faibles. Il est également important de noter que dans leur démonstration, Polinsky et Shavell (1979) assument que jamais un individu honnête ne recevra une contravention injustement. Tel qu'ils mentionnent, en prenant en compte cette avenue, il aurait été possible d'obtenir des résultats différents.

Plus concrètement, lors du processus de prise de décision en entreprise, des dilemmes éthiques sont rencontrés dans la prise de décision en lien avec les pratiques d'affaires. Une approche axée sur la rémunération de la direction présentée par Harris et Bromiley (2007) vient analyser le type de comportement que l'on retrouve chez les dirigeants et de quelle façon leur rémunération vient affecter leur honnêteté pour des cas de manipulation comptables. Les auteurs montrent que deux facteurs motivent à la manipulation des états financiers : une performance de l'entreprise plus faible que la moyenne de l'industrie et lorsque la rémunération du directeur général contient un pourcentage élevé d'options d'achats d'actions. L'étude est effectuée sur un échantillon de 434 firmes ayant effectué de la fausse représentation d'états financiers entre janvier 1997 et juin 2002. Plus tard, nous traitons en détail d'autres phénomènes qui lient la rémunération des directeurs généraux avec les fraudes.

De son côté, Cloninger (1985a) a développé une théorie où des activités illégales, sous certaines conditions, sont exécutées pour augmenter la valeur d'un titre, et ce, en

manipulant le rendement attendu et le risque. Ainsi, les dirigeants n'agissent pas de façon frauduleuse seulement pour leur gain personnel, tel que leur compensation (Harris et Bromiley 2007), mais aussi pour maximiser la valeur de l'actionnariat. Cloninger (1985b) s'est penché sur le cas d'Hitachi où en 1983, deux de leurs employés se sont fait prendre pour espionnage sur IBM. Lorsque cette information est devenue connue du public, le titre d'Hitachi a perdu significativement de la valeur (21%) et celui d'IBM a obtenu un gain significatif (7.5%). Il est affirmé par Cloninger (1985b) que les résultats empiriques obtenus lors de cette étude viennent confirmer la théorie de Cloninger (1985a). La valorisation du prix de l'action de Hitachi à court terme est le résultat de cet acte illégal. Cependant, un ajustement à la baisse du prix s'est effectué lorsque les investisseurs furent au courant de la fraude. Éliminant ainsi les bienfaits du vol d'information chez Hitachi.

2.1.2. Conséquences suite à la détection d'une fraude

2.1.2.1. Analyse court terme

En comprenant que des motivations existent et que des conséquences sont possibles (comme mentionné plus tôt avec le cas d'Hitachi), il importe d'analyser quelles sont ces dernières et à quel niveau elles se produisent. Pour ce faire, lors des années 1970 et 1980, des études se sont penchées sur la responsabilité sociale et ont analysé son impact sur la performance financière. Cependant, les résultats obtenus font l'objet de contradictions. Un manque d'homogénéité dans les résultats obtenus par ces dernières soulève des interrogations. En fait, Ullmann (1985) a analysé cette situation et a identifié 8 études ayant reconnu une corrélation positive entre la performance sociale et économique, 1 étude ayant présenté une corrélation négative et 3 où la corrélation n'était pas significative. Un résumé est présenté au tableau 1.

Tableau 1. Résultats de corrélation obtenus entre la performance sociale et la performance économique. Résultats tirés d’Ullmann (1985)

Ce tableau présente les articles répertoriés par Ullmann (1985) en lien avec la corrélation entre la responsabilité sociale et l’impact sur la performance économique de l’entreprise. L’auteur classe ces articles en trois catégories de corrélation (positive, négative et aucune) en fonction des résultats ont obtenus pour chaque étude.		
Corrélation positive	Corrélation négative	Aucune corrélation
Cochran et Wood (1984)	Vance (1975)	Alexander et Buchholz (1976)
Moskowitz (1972)		Chen et Metcalf (1980)
Sturdivant et Ginter (1977)		Fogler et Nutt (1975)
Bowman et Haire (1975)		Kedia et Kuntz (1981)
Bragdon et Marlin (1980)		
Spicer (1978a et 1978b)		
Parke et Eilbirt (1975)		

Pour justifier ces contradictions, Arlow et Gannon (1982), Cochran et Wood (1984) et Ullmann (1985) en sont arrivés à trois explications concernant des problèmes méthodologiques rencontrés : (1) l’utilisation d’indices défaillants sur la responsabilité sociale (trop de subjectivité), (2) des mesures de la performance financière défaillantes (l’utilisation de valeurs comptables sont des données qui peuvent être manipulées) et (3) des procédures statistiques inadéquates (échantillon trop homogène).

Davidson, Worrell (1988) utilisent une façon plus précise que d’évaluer la responsabilité sociale. Ils se penchent sur l’impact d’illégalités sur le rendement des actionnaires. En fait, en utilisant l’annonce d’illégalités financières pour représenter l’irresponsabilité sociale au lieu d’un indice subjectif, en représentant la performance financière par le rendement obtenu par les actionnaires au lieu de mesure comptable et finalement, en effectuant une étude événementielle, les problèmes rencontrés menant aux contradictions relevées sont

évités. L'étude est effectuée sur les 117 firmes satisfaisant deux critères précis, c'est-à-dire, avoir paru depuis 1970 sur la liste « Fortune » contenant les 800 plus grandes corporations et également, il faut que ces dernières soient impliquées dans au moins un cas de fraude menant à une accusation, à une culpabilité ou à une entente hors cour. Le mouvement des prix de ces titres fut étudié sur une période de 181 jours en fixant le jour de l'événement à 0 permettant d'avoir 90 jours précédant l'événement et 90 suivants l'événement. Une analyse des rendements cumulés anormaux entourant l'annonce de l'illégalité n'a pas démontré de significativité statistique à l'exception de la journée précédente l'événement où à un seuil de 1%, à cette date, les rendements se trouvaient à être anormalement négatifs. Ainsi, ceci affirme une réaction négative des marchés à l'annonce de l'illégalité. Un ajustement des prix qui s'avère en lien avec l'hypothèse d'efficience des marchés de Fama (1976).

Dans l'optique d'amener de la profondeur à cette dernière étude, Davidson, Worrell et Lee (1994) ajoutent à ces conclusions en divisant en différents types de fraudes un échantillon de 535 annonces de fraudes corporatives tirées du *Wall Street Journal* (WSJ) de 1965 à 1990. Le rendement quotidien d'un total de 49 entreprises est régressé de 150 jours à 21 jours avant l'annonce. Cette régression est effectuée pour prédire le rendement normal attendu pour 20 journées avant et après l'annonce au *Wall Street Journal*. L'auteur calcule la moyenne des différences entre les rendements normaux et les rendements réels chaque jour de chaque firme (MCPE). Dans un monde où aucune information ne vient affecter la valeur intrinsèque du titre aux yeux des investisseurs, les résultats devraient être zéro. Les constats obtenus s'avèrent hétérogènes. Aucune significativité ne fut détectée en utilisant l'échantillon de 535 annonces au complet. Cependant, la division de l'échantillon en dix catégories, soit corruption, fraude d'impôt, vol de secrets commerciaux, manipulation d'états financiers, violation de contrats gouvernementaux, ristournes, fraudes criminelles, fixation de prix, violation de loi sur les actions et frauder les clients. Sur certains intervalles de temps, à l'intérieur de 20 jours avant et après la nouvelle une significativité négative pour la corruption, la fraude d'impôt

et la violation de contrats gouvernementaux est détectée. Ces résultats, bien qu'hétérogènes, permettent de réaffirmer les conclusions de Davidson et Worrell (1988), soit que le marché réagit négativement à une annonce de certains types de fraudes. Une autre étude intéressante (Lean, David, Ogur et Rogers 1985) utilise une base de données contenant le secteur de l'électricité entre 1950 et 1970 et trouvent que les bénéfices comptables augmentent suite à une fixation des prix à l'aide de collusion. Ce fait est très intéressant, car Davidson, Worrell et Lee (1994) n'ont pas été en mesure d'identifier de significativité à l'aide de leur échantillon en ce qui concerne la fixation des prix. Ceci soulève la possibilité que l'effet soit différent en fonction des types de fraudes et aussi en fonction des différents secteurs. Il est possible que Davidson, Worrell et Lee (1994) aient trouvé d'autres conclusions pertinentes en divisant leur échantillon non seulement en types de fraudes, mais également en secteurs ou selon le résultat juridique de la fraude, ce que nous ferons dans le cadre du présent mémoire.

Une autre division des types de fraudes est présentée par Long et Rao (1995). Cette fois-ci, les cas sont divisés en cinq catégories : corruption, paiements illégaux, discrimination des employés, pollution environnementale et délit d'initié. Une division qui est différente de celle proposée par Davidson, Worrell et Lee (1994). Les données utilisées incluent 54 firmes ayant été impliquées dans un scandale de fraude publié dans le *Wall Street Journal* entre 1989 et 1992. Les rendements quotidiens anormaux sont analysés sur différents intervalles à l'intérieur d'une période de dix jours précédant l'événement et 25 jours le suivant. Les résultats montrent que l'effet de la fraude est persistant sur la période totale de 36 journées et aucun effet n'est démontré lors de la journée de l'annonce ou autres dates prises individuellement. Ces conclusions viennent contredire celles de Davidson et Worrell (1988) où les rendements à la date précédant l'annonce sont significativement négatifs, mais la période totale utilisée ne l'était pas. De plus, le phénomène fut homogène pour l'ensemble des types de fraudes dans le cas de Long et Rao (1995).

D'un autre côté, une théorie intéressante est présentée par Karpoff et Lott (1993) pour expliquer les variations de rendement mentionnées plus tôt. Ils découvrent que l'effet sur la réputation du fraudeur est important et constitue la majorité des coûts encourus par les firmes qui se font prendre. Pour en arriver à ces conclusions, un échantillon de 132 cas de fraudes corporatives impliquant 71 firmes de 1978 à 1987 est utilisé. De plus, ils ont eu recours au *Wall Street Journal* pour identifier la date à laquelle l'événement est rapporté au public et pour l'analyse méthodologique cette date est définie à $t=0$. Il est également important de noter que l'analyse est effectuée sur une période de 200 jours soit de $t=-130$ à $t=-31$ et de $t=31$ à $t=131$. Les résultats obtenus permettent d'identifier que les fraudes en lien avec les parties prenantes ou le gouvernement résultent en une perte significative de la valeur de l'action et que seulement 6.5% de cette perte peut être attribuée aux pénalités légales qui s'en sont suivies. De plus, même en prenant en considération les pénalités futures possibles, il reste près du tiers de la diminution de valeur qui demeure inexpliquée. L'auteur souligne que ce montant serait directement en lien avec une perte au niveau de la réputation de l'entreprise. Le problème lié aux différences entre les conclusions de Davidson et Worrell (1988) et Long et Rao (1994) énumérées plus tôt soulève donc la question suivante : À quel moment une entreprise perd-elle sa réputation?

L'annonce publique semble être un moment clé pour étudier cette question. Une analyse des manipulations financières est proposée par Karpoff, Lee et Martin (2008). Celle-ci vient confirmer l'importance de l'annonce publique à la suite de l'obtention de résultats concluants. Au total, 585 firmes furent investiguées par le Securities Exchange Commission (SEC) et le Department of Justice (DOJ) pour fausse représentation d'états financiers entre 1978 et 2002. Les auteurs analysent l'ensemble de ces cas jusqu'au 15 novembre 2005. Seulement 47 firmes furent mises à l'amende, 35 ont eu dix jours de suspension de leur titre boursier, 40 ont vu leur permis d'exercer retirer et finalement 231 d'entre elles ont été victimes d'accusation en cour. Comme Karpoff et Lott (1993)

l'ont identifié, les pénalités légales furent une faible partie des pertes encourues par ces entreprises. Karpoff, Lee et Martin (2008) ont chiffré ce montant à seulement 8.8% de la chute de la valeur au marché et la proportion des pertes reliées à la réputation est évaluée à deux tiers. De plus, ces auteurs identifient que pour les firmes n'ayant pas fait faillite après avoir été étudiées, l'annonce publique de l'investigation a fait diminuer les titres de 25%. Notons que les rendements anormaux totaux sont évalués à -34.43%. Cette situation est en lien avec celle de Cloninger, Skantz et Strickland (1990) pour les cas de fixation de prix où l'annonce est identifiée comme facteur déterminant dans la chute des titres. Ces conclusions nous laissent porter à croire qu'une variation importante des prix a lieu lors de la date de l'annonce publique. Ce qui concorde avec Davidson et Worrell (1988). De plus, le fait que la variation totale est plus importante que seulement celle de la date de l'annonce ne nous permet pas de contredire Long et Rao (1995). Des différences sont possiblement présentes en fonction des échantillons utilisés.

Toujours en nous fiant aux travaux de Karpoff et Lott (1993) et ceux de Karpoff, Lee et Martin (2008), nous assumons que la perte de réputation est une partie importante des conséquences d'une fraude. Johnson, Xie et Yi (2014) ajoutent des conclusions intéressantes en examinant les dommages imposés à la réputation d'une entreprise œuvrant dans le marché des produits. À l'aide de 2645 cas de fraudes du Securities Exchange Commission (SEC) provenant de Stanford Law School Securities Class Action Clearinghouse, la relation entre un fournisseur pris dans un cas de fraude et ses clients est au cœur de cette étude. Les résultats présentés sont détaillés. Pour l'année suivant la dénonciation, 5.95% des clients ont mis fin à leur relation avec le fraudeur. Les revenus médians ont diminué de 1.00% et quant à eux, les coûts des ventes médians ont subi une baisse de 0.03%. Finalement, en adaptant ces pourcentages en dollars, on obtient que pour une diminution de 1% des ventes pour un fournisseur, l'impact sur le bénéfice net soit de 1.23 million \$ pour l'échantillon en question. Ce montant permet de comparer le coût de la réputation avec les pénalités imposées par la SEC et il s'avère que les coûts réputationnels sont les plus importants. De plus, les pertes opérationnelles répertoriées

sont significativement corrélées avec la baisse de réputation imposée par les clients. Ces résultats sont en lien avec les études précédentes soulevant l'importance de la perte réputationnelle occasionnée suite à la déclaration d'une fraude. La littérature a déjà démontré que les clients seraient rationnels quant au niveau des sanctions de réputation qu'ils imposent aux compagnies (Cremers, Nair et Peyer 2008). Cette affirmation est aussi appuyée par les résultats de Johnson, Xie et Yi (2014), car plus les coûts de transactions sont élevés dans une industrie, davantage d'alternatives d'affaires sont présentes et également, plus il y a une asymétrie d'information avec l'entreprise frauduleuse, plus l'impact réputationnel est important.

2.1.2.2. Analyse long terme

Quelques analyses à plus long terme des conséquences d'actes corporatifs illégaux sont également effectuées apportant une nouvelle série de conclusions. Ces dernières nous apportent une autre perspective mettant moins l'accent sur ce qui se déroule lors des dates précises des événements et sont davantage en lien avec la mémoire que les investisseurs ont de ces événements et également avec l'impact persistant sur la réputation ou autre facette d'une entreprise. Une étude détaillée sur le sujet est présentée par Baucus et Baucus (1997). Un échantillon de 74 firmes du *Fortune 300* ayant été déclarées coupables de fraudes entre 1974 et 1983. Parmi ces entreprises 51 furent le sujet d'un seul cas de fraude, 16 de deux cas et 7 de trois cas ou plus. Les conséquences furent évaluées en fonction de trois mesures de performance financières : rendement des actionnaires, rendement sur les actifs (ROA), rendement sur les ventes (ROS). Ces éléments de performance furent ensuite utilisés à titre comparatif entre les 74 firmes déclarées coupables et un échantillon de 188 firmes sans nouvelle de fraude pendant l'étude événementielle. En étudiant une période de cinq années, il est impossible d'identifier que les firmes coupables ont sous-performées en regardant le rendement des actionnaires, mais il est possible de le faire avec le ROA et le ROS. En observant comment les mesures de performance évoluent en fonction de la récidivité des fraudes chez

certaines entreprises, les auteurs ne découvrent aucun changement significatif au niveau des rendements des actionnaires. Cependant, le ROA et le ROS se sont avérés significativement plus faibles pour les entreprises coupables et également expliquent davantage la variance du ROA et ROS qu'une seule culpabilité le fait. Des conséquences négatives à long terme peuvent également perdurer, incluant une augmentation du coût en capital et des difficultés à conserver une clientèle. De plus, Baucus et Baucus (1997) divise son échantillon en quatre catégories de fraudes, c'est-à-dire, fiabilité des produits, antitrust, discrimination et autres. Les résultats sont différents. Les fraudes au niveau de la fiabilité des produits ont affecté significativement le rendement des actionnaires avec -0.21%. Les autres catégories n'ont pas subi de changements significatifs. Cependant, le ROA et le ROS n'ont pas bougé significativement pour la fiabilité des produits, antitrust et autres. Ce qui est contraire à la catégorie discrimination où le ROA et le ROS ont diminué respectivement de 1.44 et 0.03%. Ce qui est statistiquement différent de 0 à un seuil de 5%. Il est important de noter qu'un des biais soulevés plus tôt par Ullmann (1985) est que les données comptable comme le ROA et le ROS peuvent être manipulés et donc s'avèrent moins fiables que le rendement des actionnaires. De plus, les résultats hétérogènes obtenus ajoutent la pertinence d'analyser en fonction d'une division de type de fraudes.

Une deuxième étude effectuée sur le long terme (25 mois) (Cloninger, Skantz et Strickland (1987)) nous permet de mieux analyser les variations de prix et d'analyser à quel moment en particulier elles surviennent. Ceci nous permet d'amener une vision différente de celle à court terme de Long et Rao (1995) et Davidson et Worrell (1988). La période de temps où les rendements cumulatifs sont étudiés est divisée sur trois moments, soit le moment d'accusation, le moment de plaidoirie et le moment de résolution. L'indice du *Wall Street Journal* sur les cas de collusion fixant les prix fut utilisé pour obtenir les dates des trois événements mentionnés plus tôt. Le rendement cumulé de ces entreprises pour l'ensemble de la période fut de -17%. Pour comprendre d'où proviennent ces mouvements de prix, des tests statistiques ont été effectués et ont démontré une significativité dans le mouvement des prix lors des mois d'accusation et de plaidoirie. Par

contre, ce ne fut pas le cas pour celui de la résolution. Les auteurs stipulent que ces résultats sont en lien avec la théorie selon laquelle les investisseurs seraient surpris par les deux premiers événements, mais qu'ils anticiperaient la résolution ou le jugement de la cour graduellement jusqu'à la date prévue. L'auteur mentionne également que cette diminution des prix vient affirmer que les activités de collusion sont effectuées dans le but d'augmenter la valeur du titre de la firme. Une situation directement en lien avec la théorie de Cloninger (1985a). Également, toujours en lien avec la fixation de prix, Cloninger, Skantz et Strickland (1990) identifient que les rendements négatifs significatifs qui sont encourus par les actionnaires à la suite d'une fixation de prix sont dus à l'annonce publique de la fraude en question. L'explication donnée est que le bénéfice de la collusion serait inclus totalement (en partie) dans le prix de l'action et serait le motif (partiel) de la fraude (Cloninger 1985a, Lean, Ogus et Rodgers 1985). Ces conclusions permettent d'affirmer que les mouvements de prix s'effectuent au fur et à mesure que le traitement juridique s'effectue. Cependant, contrairement à Long et Rao (1995) et Davidson et Worrell (1988), les données sont prises sur une période de 25 mois et divisées en périodes mensuelles. Il est donc difficile d'affirmer si ces derniers auteurs furent en mesure de bien analyser les différents moments de la fraude à l'aide de leur échantillon beaucoup plus restreint en termes de période de temps.

2.1.3. Analyse de la direction

Étant donné que les analyses à court terme et long terme mentionnées plus tôt tendent à affirmer que la perte de réputation est ce qui fait le plus de tort lors d'un scandale de fraude, il est intéressant de faire un lien avec ce qui est affirmé par Harris et Bromiley (2007) et Cloninger (1985a) sur la direction d'une entreprise et sa prise de décision. Une approche possible sur le sujet serait de se pencher sur les formes de rémunération des dirigeants et des directeurs de l'entreprise menant des activités frauduleuses. C'est ce que nous proposent certains auteurs. Fich et Shivdasani (2005) analyse les options d'achat détenues et affirme qu'au cours des années 1990, ce type de compensation a connu une

croissance importante. Un total de 200 firmes du *Fortune 1000* utilisaient ce type de rémunération en 1992 et ce nombre est passé à 500 en 1997 selon *Directorship Inc.*. Les auteurs expliquent que ce phénomène augmente l'impact de la réputation d'une firme sur les dirigeants eux-mêmes. En lien avec l'importance de ce phénomène, O'Connor, Priem, Coombs et Gilley (2006) présentent une étude détaillée sur le sujet. Ils testent 65 compagnies publiques américaines avec leurs pairs qui se sont fait prendre ou pour manipulation d'états financiers. Ces auteurs désiraient analyser si le pourcentage d'options d'actions détenues est garant de la propension à frauder d'une entreprise. Les résultats obtenus se sont avérés mixtes. La relation entre le nombre d'options d'achats d'actions et la possibilité de fraude est négative lorsque le directeur général est également sur le comité de direction. C'est également le cas lorsqu'il n'est pas sur le comité de direction et ne possède pas d'options d'achats d'actions. La relation devient positive quand le directeur général siège au comité de direction sans avoir d'options d'achats et lorsque ce dernier n'est pas sur le comité de direction alors que les membres du comité ont des options d'achat. La théorie d'agence est mentionnée comme explication pour une relation négative. En possédant des options d'achat, l'intérêt du directeur général se retrouve lié à celle des investisseurs diminuant ainsi les incitatifs à la fraude. Par contre, la relation positive est expliquée par le fait que lorsque les options d'achat deviennent réalisables, le directeur général fait maintenant face à des incitatifs pour augmenter la performance de la compagnie à court terme, et ce, au détriment du long terme, augmentant ainsi les possibilités d'illégalités. Il est donc intéressant d'analyser si les dirigeants d'une entreprise sont dans une situation favorable à l'éthique ou non. Les méthodes de rémunération sont également à considérer.

De plus, suite à une augmentation du nombre de représentants externes sur les conseils d'administration (C.A.) en entreprise dans les années 1970 (Herman 1981), Kesner, Victor et Lamont (1986) désirent identifier s'il y a présence d'une relation inverse entre la proportion de ces dirigeants et le nombre d'actes illégaux commis par une firme. L'échantillon utilisé contient les 384 firmes faisant partie du *Fortune 500* entre les années

1980 et 1984 au complet. L'homogénéité des résultats obtenus est frappante. Aucun changement dans la composition de la direction n'est effectué après avoir commis des actes illégaux et les firmes avec un seul individu agissant comme président et directeur général n'ont pas commis davantage d'actes illégaux. Étant donné qu'aucune relation n'est identifiée, on peut donc rejeter l'hypothèse que la composition de la direction d'une entreprise affecte la propension à frauder (Kesner, Victor et Lamont 1986).

2.1.4. Approche risque

Une autre facette de l'impact des illégalités qui est important à prendre en compte dans la décision d'investissement serait le risque. Quelques auteurs se penchent sur le sujet en utilisant différents types de mesures pour ce dernier. Premièrement, en se basant sur la même banque de données de fraude que Karpoff et Lott (1993), une approche axée sur le Bêta comme mesure de risque est utilisée par Cloninger et Waller (2000) pour déterminer l'effet d'une annonce de fraude sur le cours d'un titre. L'étude est de type événementiel où le Bêta avant (après) l'annonce inclut $t=-130$ à $t=-31$ ($t=31$ à $t=130$) et où la dernière annonce a lieu à $t=0$. Notons ici que le Bêta est utilisé pour en arriver à une mesure du risque systématique du titre à analyser. Les résultats se sont avérés être diversifiés : dans 42 cas le Bêta a augmenté, dans 65 cas le Bêta a diminué et dans 22 cas aucun changement significatif n'est survenu. Malgré ce manque d'homogénéité, des conclusions intéressantes sont apportées par l'auteur. Généralement, lorsque le Bêta augmente (diminue) après une fraude, on constate qu'autant la valeur au marché de l'entreprise que son Bêta sont initialement plus faibles (élevés), et qu'il (ne) s'agit (pas) d'une institution financière. Cloninger et Waller (2000) estiment qu'un Bêta avant événement plus élevé contient l'anticipation d'une correction et un Bêta faible se trouve à augmenter, car les investisseurs s'attendent à des changements managériaux. De plus, tout comme les études sur les rendements cités plus haut, il semble qu'une différence entre certains secteurs est à envisager.

Quant à eux, Murphy, Shrieves et Tibbs (2009) calculent le risque de deux façons en fonction des rendements d'une période de 250 jours avant et après l'annonce de fraude, soit sur une plus longue période que Cloninger et Waller (2000). Premièrement, le risque total est défini par l'écart-type de ces rendements, le risque systématique est évalué par la pente d'un modèle de marché et le risque résiduel par les termes d'erreur du modèle de marché. De plus, le pourcentage de changement dans l'écart de dispersion des prévisions des analystes des bénéfices de l'entreprise en question est utilisé comme deuxième mesure de risque. Les changements obtenus ne furent pas significatifs. Une augmentation de la volatilité et une diminution de la concordance entre les analystes sont identifiées globalement dans l'échantillon. Cependant, pour les fraudes commises sur les parties liées et les tierces parties, une augmentation du risque est notée seulement avec la méthode d'évaluation utilisant l'écart de dispersion des analystes.

À la lumière de ces analyses, il est donc possible de noter qu'à la suite d'une illégalité, non seulement l'effet est à considérer au niveau des rendements suite à la perte de réputation et aux sanctions, mais un impact au niveau du risque est également notable et est à considérer dans les décisions d'investissement (Worrell et Lee 1994 et Long et Rao 1995).

2.1.5. Médias et fraude

Précédemment, nous avons mentionné les travaux de Skantz, Cloninger et Strickland (1990), Worrell et Lee (1994) et Long et Rao (1995) qui analysent le comportement des investisseurs suite à une fraude tout en utilisant les médias pour identifier certains moments clefs dans leurs études d'illégalités. Reichert, Lockett et Rao (1996) se sont penchés conjointement sur les fraudes et les médias analysant les réactions des investisseurs et les dates entourant l'annonce d'une fraude. Ces derniers utilisent le *Wall Street Journal* de 1980 à 1990 et analysent les articles de fraudes pour déterminer la date

où une annonce est effectuée en premier en lien avec une accusation. Les résultats obtenus révèlent que les fraudes ont un impact négatif sur la valeur de l'actionnariat (en moyenne 2.4 milliards \$) et que le phénomène est moins important pour les grandes capitalisations. De plus, l'effet à long terme est étudié à l'aide d'une période de 270 jours avant et après la nouvelle et il ceci révèle que l'effet négatif disparaît lorsque la firme est déclarée non coupable, mais persiste pour les firmes coupables.

Toujours en lien avec les rendements des actionnaires, Gratto, Thatcher et Thatcher (1990) sont d'autres auteurs qui combinent l'effet de fraude et médiatique dans leur article. L'objectif de ces derniers est de mesurer les variations de prix lorsqu'il y a une annonce ou un règlement de poursuite. Les données sont obtenues sans aucune automatisation. Le tout est recueilli 100% à la main en provenance du *Wall Street Journal* de 1969 à 1984. Au total, 78 compagnies furent retenues après avoir éliminé celles où des données sont manquantes et celles où la valeur de la poursuite est trop faible. Cet échantillon inclut 56 annonces de poursuite et 53 règlements. Les résultats démontrent un effet positif (négatif) sur les rendements du plaignant (défendant). De plus, il y a une corrélation positive entre le montant de la poursuite par rapport à l'actif total de la firme et l'impact au marché lors de l'annonce. Pour ce qui est du règlement de la poursuite, il est difficile d'interpréter les résultats, car il est possible que de l'information en lien avec le résultat de la résolution soit connue graduellement tout au long du processus judiciaire (Cloninger, Skantz et Strickland 1987). Cette situation n'est pas prise en considération par les auteurs et ils identifient que des rendements excédentaires sont obtenus pour une période de 20 jours suivants le moment de la résolution où les actionnaires du perdant (gagnant) obtiennent des rendements significativement négatifs (positifs). Donc, bien qu'un ajustement graduel soit identifié par Cloninger, Skantz et Strickland (1987), le règlement reste important à analyser, et ce, suivant l'annonce médiatique. Étant donné qu'il est possible pour les médias de continuer à commenter un événement frauduleux et les différents éléments s'y rattachant même s'il est résolu, il est possible de croire que les marchés continuent de réagir à l'événement.

2.2. Effet médiatique

À la lumière de la littérature sur les fraudes et l'impact qu'ils ont sur les marchés financiers, nous avons discuté certaines dates entre le moment où la fraude est effectuée et le moment de la résolution où les mouvements de prix des actions étaient importants. Soulignons particulièrement le moment où la fraude est rendue publique. Cette situation nous amène à réfléchir au traitement médiatique et l'impact que celui-ci peut avoir sur les marchés financiers, car il ne faut pas oublier que pour se rendre au public une nouvelle doit passer par un certain traitement médiatique. De plus, il est mentionné que les investisseurs réagissent à une succession de nouvelles du même événement. Pour se faire, il faut que les investisseurs soient influencés par différents canaux médiatiques. De plus, l'effet des médias sur les investisseurs en lien avec une fraude peut être partiellement expliqué par l'irrationalité des marchés financiers. Les travaux de Fama (1965, 1970) documentent un bon nombre d'irrationalités que l'on peut retrouver rendant les marchés moins efficaces. Shiller (2000) se penche davantage sur le rôle des médias et identifie que les investisseurs réagissent aux médias de façon irrationnelle. Nous analyserons donc l'impact des nouvelles médiatiques sur le marché financier et comment les médias affectent le comportement des investisseurs, nous effectuons une distinction importante au niveau de l'information primaire et secondaire, nous effectuons un survol des études sur le vocabulaire, sur les bénéfices de la couverture médiatique, sur le comportement des individus, l'impact des sources non informatives et finalement terminer avec les prédictions possibles à l'aide des médias.

2.2.1. Impact des médias sur le marché financier

Plusieurs chercheurs ont démontré un intérêt en lien avec les médias. Étant donné les progrès effectués au niveau de la rapidité avec laquelle l'information circule depuis les années 1990 dans les médias plusieurs chercheurs ont analysé son impact sur plusieurs

facettes de la société. On retrouve entre autres parmi celles-ci l'effet sur les investisseurs et les marchés financiers. Pour comprendre ces phénomènes, nous faisons appel aux travaux de Fama, Fisher, Jensen et Roll (1969) où il est mentionné que les marchés réagissent de façon efficiente aux nouvelles en incorporant la totalité de l'information obtenue dans les prix des actions. L'analyse est effectuée au moment de l'annonce de fractionnement. Nous transposons ces conclusions aux informations rapportées dans les quotidiens et identifions des anomalies intéressantes.

Tetlock (2007) explore le rôle des médias sur les marchés financiers à l'aide de méthodes quantitatives. L'auteur assume que des liens peuvent être effectués entre les nouvelles financières et la psychologie des investisseurs. À notre connaissance, il s'agit de la première recherche à identifier que les nouvelles médiatiques peuvent prédire les mouvements d'indicateurs d'activité des marchés financiers. Premièrement, un niveau de pessimisme élevé des médias est un prédicteur des mouvements à la baisse des marchés suivis d'un changement dans les valeurs fondamentales. De plus, des valeurs inhabituelles au niveau du pessimisme des médias sont suivies de volumes de transactions plus élevés de 1% le lendemain. Finalement, de faibles rendements boursiers mènent à un niveau de pessimisme médiatique élevé. Il est également intéressant de mentionner que statistiquement, les médias n'apportent aucune nouvelle information fondamentale sur la valeur des actifs. En revanche, une relation est identifiée entre le contenu médiatique et les actifs financiers. Cette dernière est d'avantage prononcée dans le cas des petites capitalisations et où le retour à la normale prend plus de temps. Ce phénomène est expliqué par les théories du sentiment des investisseurs où, en établissant que le contenu médiatique est lié au comportement des individus, les médias viennent affecter les décisions d'investissement entre autres par l'émotivité. Étant donné que les petits investisseurs possèdent une plus grande proportion des actions dans les petites capitalisations, les effets mentionnés plus tôt seront plus prononcés.

Le même type d'étude est conduit par Kerl et Walter (2007). Cette fois-ci l'analyse se fait sur les recommandations d'un ensemble de treize magazines allemands de finances personnelles de 1995 à 2003. Des différences sont notées entre les résultats obtenus et ceux de Ferreira et Smith (2003). À la suite d'une recommandation d'achat, les rendements anormaux sont significativement positifs avec 2.58% pour une période de deux jours avant et après la nouvelle. Également, les volumes augmentent de 161% le jour de la nouvelle pour ces titres. L'effet est plus prononcé pour les petites capitalisations que les grandes capitalisations. Cependant, pour les petites capitalisations, les prix ne se réajustent pas après l'annonce et maintiennent leur nouveau prix. Une situation semblable à celle rapportée par Tetlock (2007). Il peut donc être affirmé qu'à ce niveau, les médias apportent une information nouvelle que le marché ne connaissait pas. Cette situation n'était pas présente dans le cas des titres dits plus « populaires ».

Liu, Smith et Syed (1990) utilisent le *Wall Street Journal*, plus particulièrement la colonne « HOTS » de ce dernier. Il s'agit ici d'un quotidien d'information de haute importance et cette colonne sert à informer les lecteurs du développement des marchés affectant le prix des actions tout en s'assurant d'une diffusion évidente de l'information aux investisseurs. Les données du 1er septembre 1982 au 30 septembre 1985 sont classées en recommandations d'achat et de vente selon s'il s'agit d'une nouvelle favorable ou défavorable. Toutes ambiguïtés quant à la direction de la nouvelle (positive ou négative) ont mené à l'exclusion de cette dernière de l'échantillon. De plus, une dernière division fut effectuée à savoir si la nouvelle affectait un ou plusieurs titres. Les résultats obtenus permettent d'identifier que les publications des « HOTS » ont un impact sur les marchés. En moyenne de 3.37% de rendements cumulatifs sur une période de 10 jours avant et après la recommandation. En revanche, l'effet des nouvelles concernant une seule entreprise (5.591%) est beaucoup plus significatif que celles concernant plusieurs entreprises, majoritairement trois ou quatre (2.608%). Ce résultat est possiblement dû au fait que le lecteur a de la difficulté à identifier avec autant de certitude l'importance de la nouvelle pour une entreprise si elle est mentionnée en groupe. Nous pouvons qualifier

cette situation de bruit médiatique. Les résultats mentionnés furent obtenus pour la journée de l'événement et les deux journées précédentes.

Il est important de mentionner qu'une nouvelle concernant une entreprise susceptible d'affecter la valeur de son titre peut traiter d'un sujet qui a déjà été mentionné dans le passé. À notre connaissance, Tetlock (2011) est le premier auteur à analyser si une nouvelle voit son impact diminuer plus elle devient redondante. La redondance est identifiée par la similarité textuelle de cette dernière avec les nouvelles précédentes. Un échantillon de 1996 à 2008 du Dow Jones news wire est utilisé. Tel que mentionné par Fang et Peress (2009), cette source médiatique représente la couverture la plus complète pour les nouvelles financières. Les résultats démontrent que les prix réagissent moins à de l'information redondante avec une différence de 0.65 à 1% de rendements mensuels. Cependant, en analysant les petits investisseurs, on observe qu'ils réagissent fortement à l'information même si celle-ci est répétée. Cette situation vient biaiser la redondance de l'information comme moyen d'identifier si une nouvelle est d'importance moindre.

2.2.2. Information primaire vs secondaire

Tout comme Liu, Smith et Syed (1990), Chang et Suk (1998) utilisent le *Wall Street Journal*, mais ils se concentrent sur une autre colonne susceptible d'affecter les marchés. Il s'agit de la section « Insider trading spotlight » (ITS). Notons que l'information sur les transactions d'initiés est initialement connue lorsque le Securities and Exchange Commission (SEC) en fait l'annonce. Cependant, l'information offerte par la SEC est payante et donc n'est pas disponible pour tous les investisseurs. Le WSJ est donc une source secondaire de la nouvelle. En conclusion, il est affirmé que les nouvelles de la SEC viennent affecter significativement les prix (0.39%), mais également la parution de cette dernière dans le WSJ peu de temps après (0.92%). Cette situation peut être en lien avec l'efficiency des marchés de Fama (1976) où les investisseurs estiment que les coûts liés

à l'obtention d'information de la SEC sont plus élevés que les bénéfices attendus et donc ne se procureront pas cette dernière. Cette situation rend ces investisseurs dépendants d'une source d'information secondaire telle que le WSJ. Ainsi, le marché financier est affecté par la parution de la nouvelle par la SEC et par un quotidien comme le WSJ. Appuyant ces résultats, Ferreira et Smith (1999) se concentrent sur une autre colonne du WSJ, soit le « Small Stock Focus ». Ils obtiennent que les prix s'ajustent principalement à la date (0.12%), la veille (9.23%) ou l'avant-veille (0.60%) de la nouvelle. Tout comme Chang et Suk (1998), l'information échantillonnée est de nature secondaire est les résultats obtenus permettent d'affirmer les mêmes conclusions.

2.2.3. Analyse lexicographique

Une approche très différente de celles expliquées plus tôt est employée par Boya (2009). L'objectif est d'obtenir objectivement une émotion dans les articles. Il extrait pour la période de janvier 2003 à décembre 2003 tous les articles citant le nom d'une entreprise dans les journaux (Echos, Tribune, Figaro, Monde). Par la suite, pour éviter la subjectivité, une analyse qualitative est effectuée à l'aide de mots clefs par exemple, crise, augmentation, baisse, hausse, etc. Ces mots ont pour but de donner un caractère positif (négatif) aux nouvelles pour ensuite évaluer si les prix s'ajustent positivement (négativement) à la nouvelle. Les résultats ne sont pas significatifs pour la Tribune et le Monde, mais des rendements anormaux sont détectés pour l'Echos et le Figaro. Au niveau de l'Echos, un impact favorable est détecté pour le jour (0.253%) et la veille (0.825%) de la nouvelle. La même situation est retrouvée pour le Figaro avec 0.524% la date de l'événement et 0.251% la veille. Ces résultats concordent avec ceux de Chang et Suk (1998), Ferreira et Smith (1999 et 2003). Une partie des investisseurs utilisent la source primaire de l'information affectant ainsi les prix partiellement, tandis que le reste de ces derniers se fient à une source secondaire pour prendre leurs décisions, expliquant ainsi les variations obtenues par Bayes (2009) pour la date précédant la nouvelle.

Les avantages d'une étude en lien avec le vocabulaire d'un article permettent aux chercheurs d'examiner et de juger de la direction que prend un article. De plus, la forme linguistique que prennent les médias contient potentiellement une source d'information fondamentale par rapport à la valeur d'une firme. Ceci s'explique par le fait que peu d'investisseurs suivent directement les activités d'une firme pour en arriver à des évaluations objectives guidant leurs décisions d'investissement. Une majorité de ces derniers se contentent d'information de seconde main. Ces informations sont principalement, les prévisions d'analystes, les valeurs comptables disponibles publiquement et le langage utilisé dans les activités courantes et futures générant de la valeur (Tetlock, Saar-Tsechansky et Macskassy 2008). Une approche semblable à celle de Boya (2009) est proposée par Tetlock, Saar-Tsechansky et Macskassy (2008). Ces derniers décident de quantifier le langage retrouvé dans les nouvelles financières. Un total de 350 000 nouvelles furent utilisées entre 1980 et 2004 et elles proviennent de deux quotidiens réputés, soit le *Wall Street Journal* et le *Dow Jones News Service*. L'échantillon inclut seulement les nouvelles concernant les compagnies du S&P 500. À l'instar de Tetlock (2007) où l'émotivité médiatique impacte les investisseurs, l'hypothèse de Saar-Tsechansky et Macskassy (2008) est que la proportion de mots négatifs contenus dans un article est liée à l'impact que ce dernier aura sur les marchés financiers. Ils ont obtenu des résultats révélant qu'à un seuil de signification de 1% la proportion de mots négatifs parvient à prédire les rendements d'une entreprise. Aussi, les auteurs concluent que les marchés financiers incorporent la proportion de mots négatifs avec un certain délai (un à deux jours). Cependant, les profits obtenus à l'aide d'une stratégie utilisant cette proportion de mots seraient perdus suite aux frais de transaction engendrés. Sommairement, les mots contenus dans les articles analysés se sont avérés utiles et permettent de capturer des facteurs fondamentaux des entreprises en question qui n'ont pu être quantifiés précédemment.

D'un autre côté, Garcia (2013) analyse le sentiment des individus en lien avec les médias. L'auteur obtient la valeur sentimentale à l'aide d'une fraction de mots positifs et négatifs tirés d'articles du *New York Times* entre 1984 et 1999. Par la suite, cette valeur sentimentale est comparée aux rendements du Dow Jones Industrial Average (DIJA). À la lumière des résultats énumérés plus tôt, il serait logique de s'attendre à une corrélation entre les rendements et l'émotivité que l'on retrouve dans les médias. Effectivement, les conclusions apportent un support supplémentaire à l'importance des médias dans les marchés financiers. De plus, en utilisant les données du National Bureau of Economic Research sur les récessions, l'auteur identifie que la valeur sentimentale prend davantage d'importance lorsque l'économie est en période de récession. Un résultat qui laisse croire qu'en temps difficile les gens sont davantage influencés par leurs émotions. Ceci n'est pas sans nous rappeler les travaux de Smith et Ellsworth (1985), Ortony, Clore et Collins (1988) et Gino, Wood et Schweitzer (2009) où il est noté que l'anxiété, l'espoir et la tristesse rendent les investisseurs plus sensibles aux conseils et aux nouvelles. Toujours selon Garcia (2013), un changement d'un écart-type dans l'indicateur de sentiment (fraction de mots positifs/négatifs) se traduit par une variation de 12 points de base dans le DJIA en temps de récession comparativement à 3.5 points de base en temps normal. De plus, l'effet du sentiment est plus prononcé le lundi et après un congé. Il s'agit de moment où les investisseurs ont eu davantage le temps de s'informer par exemple lire les journaux ou regarder la télé. Par la suite, l'effet se fait sentir sur les marchés financiers.

2.2.4. Bénéfices d'une couverture médiatique

Une approche intéressante est apportée par Fang et Peress (2009) faisant suite à la littérature précédente sur le sujet (Tetlock 2007 et Tetlock, Saar-Tsechansky et Macskassy 2008) et avec un objectif très différent. Contrairement aux derniers auteurs à s'être penché sur l'effet médiatique, Fang et Peress (2009) apportent une analyse beaucoup plus globale afin de déterminer si une couverture médiatique est bénéfique. Ces derniers identifient que les titres non couverts par les médias réalisent des rendements futurs plus

élevés que les titres obtenant une forte couverture médiatique. L'étude est effectuée sur l'ensemble des compagnies du New York Stock Exchange (NYSE) et de 500 compagnies choisies aléatoirement listées sur le National Association of Securities Dealers Automated Quotations (NASDAQ) entre 1993 et 2002. Il est important de noter que les titres ayant une valeur inférieure à 5\$ sont exclus de l'étude pour éviter que les résultats soient biaisés par un manque de liquidité causant un saut entre le « bid » et le « ask » chez des actions. Pour chaque compagnie utilisée, un indice de « LexisNexis » est choisi. Ce dernier est associé à des mots clés permettant de mesurer la qualité du lien entre l'article utilisé et la compagnie à analyser. Seulement les articles avec un score de 90% et plus furent retenus. Ainsi, les nouvelles utilisées sont fort probablement pertinentes pour l'entreprise. Un rendement supplémentaire de 0.20% mensuellement est obtenu pour les entreprises non couvertes par les médias après avoir pris en compte un ensemble de facteur : la taille, la valeur au livre sur la valeur au marché, un facteur *momentum* et la liquidité. De plus, l'effet était encore plus prononcé pour les petites capitalisations avec un risque idiosyncratique plus élevé. Pour ces dernières, un rendement supplémentaire entre 0.65% et 1.00% est obtenu par mois. Si l'on affirme ici que le risque idiosyncratique est garant de la rapidité avec laquelle l'information est incorporée dans les prix d'un titre tel qu'il est montré par Durnev, Morck et Yeung (2004), ceci nous amène à affirmer que les médias agiraient en tant que lien (d'une rapidité variante) entre les informations et l'impact de ces dernières sur les prix.

Toujours dans l'objectif d'identifier l'effet d'une forte (faible) couverture médiatique, une étude effectuée à l'échelle mondiale nous est proposée par Griffin, Hirschey et Kelly (2011). Quelques différences entre les pays en lien avec les possibles différences qu'on peut rencontrer en étudiant le traitement médiatique sont présentées par les auteurs. Premièrement, il peut y avoir des différences quant à l'interprétation que les investisseurs vont faire de l'information publique. Deuxièmement, une transaction suite à l'obtention d'une information privée peut avoir été effectuée et affecter les prix avant l'annonce publique. Troisièmement, des journalistes possédant une meilleure réputation dans

certaines pays peuvent impacter davantage les marchés. Quatrièmement, la qualité de la comptabilité dans certains pays peut varier. L'analyse est effectuée sur un échantillon de 870 000 nouvelles de 2003 à 2009 incluant 2593 compagnies. Un total de 26 pays développés et 30 de marchés émergents sont couverts par l'étude. Il est important de souligner que 572 987 articles sont parus dans les pays développés et 298 614 dans les marchés émergents. La logique est qu'une couverture médiatique plus faible entraînerait une réaction plus prononcée des marchés tout comme pour des nouvelles prises en considération individuellement. L'explication étant que cette dernière est davantage isolée. En réalité, malgré une domination du nombre d'articles provenant des marchés développés et du nombre de jours de couverture médiatique, la réaction des marchés financiers suite à une nouvelle publique est plus prononcée dans les marchés développés que pour les marchés émergents. La régression effectuée permettant d'identifier à quel point les rendements sont liés à la variation de couverture médiatique a permis d'obtenir un R^2 de 0.024 pour les marchés développés et un R^2 0.007 pour les marchés émergents. Une deuxième conclusion intéressante est que dans les endroits où la réaction aux médias est plus faible, des mouvements de prix significatifs précédant ces nouvelles furent notés, suggérant que de l'information privée était présente et a absorbé la variation des prix que ces nouvelles auraient causée. L'auteur invoque que la présence de transactions d'initiés semble être un facteur important des marchés financiers. Ce qui est une déduction en lien avec l'étude de Chang et Suk (1998) où en analysant la colonne « Insider trading spotlight » ils ont obtenu que l'information privilégiée de la SEC vint absorber significativement les variations de prix de la journée d'une nouvelle.

2.2.5. Le comportement des individus

Les irrationalités de marchés soulignées précédemment nous amènent à vouloir en connaître davantage sur le comportement des individus au travers des médias. Gentzkow et Shapiro (2010) construisent un indice d'inclinaison idéologique médiatique. Cet indice mesure la fréquence avec laquelle le langage utilisé peut amener le lecteur à pencher

davantage vers la gauche ou la droite politique (Démocrate ou Républicain). Les résultats obtenus indiquent que près de 70% des nouvelles en circulation sont identifiées comme présentant un biais. En combinant ces résultats aux codes postaux, ils ont déterminé que la demande des lecteurs potentiels d'une région va répondre positivement plus l'inclinaison idéologique présentée par les médias est forte et en lien avec celle de la région. Ceci représente ainsi un incitatif économique aux médias à biaiser leurs articles du côté des prédispositions idéologiques de leurs clients.

Pour faire suite aux résultats obtenus par Tetlock (2007) et Tetlock, Saat-Tsechansky et Macskassy (2008) où une corrélation fut démontrée entre les médias et les réactions des marchés financiers, Engelberg et Parsons (2011) analysent si la couverture médiatique peut affecter le comportement des individus. Cependant, tel que présenté par Gentzkow et Shapiro (2010), un problème survient puisque la couverture médiatique n'est pas aléatoire et est biaisée. La solution à ce problème proposée par l'auteur consiste à prendre deux groupes d'agents, pour la même information, et simplement faire varier l'exposition médiatique. Ainsi, le problème présenté plus haut est évité. DellaVigna et Kaplan (2007) et Karlan et Bergan (2009) sont deux études ayant utilisé cette méthode, mais dans un contexte externe aux marchés financiers. Engelberg et Parsons (2011) apportent cette analyse manquante à la littérature précédente. Ces derniers utilisent les données relatives aux comptes de courtage des particuliers de 19 marchés américains mutuellement exclusifs. Par la suite, pour chacun des marchés, une source d'information locale est identifiée. Les résultats obtenus montrent que lors des annonces de rendements des compagnies de l'indice boursier S&P 500 entre 1991 et 2007, lorsque les journaux locaux couvrent l'événement, les volumes augmentent de 8% à 50% pour les investisseurs de ces marchés. Bien que significatif dans les deux cas, l'impact est plus prononcé dans une situation d'achat que de vente. De plus, le lien entre les médias et les investisseurs disparaît lorsque la température empêche la livraison des quotidiens. Des conclusions qui confirment un effet médiatique significatif et l'ajout d'un facteur physique

(météo) nous mènent à croire que les investisseurs sont dépendants de l'information détenue dans leur quotidien pour effectuer leur prise de décision d'investissement.

Suite aux études présentées plus tôt, plusieurs d'entre elles démontrent des liens significatifs entre les marchés financiers et les médias permettant de reconnaître l'importance de ce phénomène. Cependant, Peress (2014) soulève qu'en identifiant simplement l'activité médiatique avec les mouvements des marchés financiers, peut créer des résultats biaisés par une variable omise. Par exemple, si le marché réagit fortement à un événement, cet événement sera rapporté dans les médias. Dans ce cas, les marchés n'ont pas bougé à cause des médias, mais bien l'inverse. Pour éviter ce biais présent dans les études mentionnées plus tôt, Peress (2014) analyse les variations dans les médias qui sont externes aux marchés financiers, par exemple, lorsque les journaux sont en grève, est-ce que les marchés réagissent de la même façon aux nouvelles? Suite à cette correction, l'effet reste présent. Les résultats confirment que les médias ont un impact sur les marchés financiers. Lors d'une grève, le volume de transactions diminue de 12% et la volatilité des rendements de 7%. Par contre, ces effets ne sont pas présents pour les titres détenus principalement par des institutions qui ne sont généralement pas des petites capitalisations; les résultats confirment que les médias aident les prix à incorporer l'information de la veille. Ces conclusions sont en lien avec ce qui est présenté par Fang et Peress (2009) plus tôt où il est mentionné que les petites capitalisations possèdent un risque idiosyncratique plus élevé. Ce risque est garant de la rapidité avec laquelle l'information est incorporée dans le prix d'un titre.

Peress (2008) ajoute aux analyses précédentes en se demandant si l'inattention des investisseurs expliquerait les changements rencontrés suivant l'annonce des rendements sur les marchés. Il compare les annonces effectuées pour une même firme lors d'une année donnée et utilise la quantité de nouvelles provenant du *Wall Street Journal* sur cette nouvelle comme élément de couverture médiatique. Les conclusions obtenues

affirment que la différence de rendements cumulatifs anormaux sur une période de 70 jours entre les événements couverts par les médias comparativement à ceux ayant une absence de couverture médiatique est de 5.8% pour une bonne nouvelle et de 3.7% pour une mauvaise nouvelle. L'événement couvert par les médias ayant les rendements les plus élevés en valeur absolue. Cet effet est moins important pour les compagnies possédant une plus grande visibilité et lors des journées avec un fort niveau de distraction (nombre élevé de compagnies mentionnées dans les médias). Suite à ces conclusions, Peress (2008) est en mesure d'affirmer que l'inattention des investisseurs est une cause de friction des marchés financiers. Il est également important de souligner que l'étude fut conduite sur 500 compagnies choisies au hasard du NASDAQ de 1993 à 2002.

2.2.6. Autres sources non informatives

Puisque les médias semblent influencer les marchés, Ferreira et Smith (2003) analysent le caractère médiatique qu'ils définissent comme « divertissement ». Les auteurs se servent des recommandations d'actions du *Wall Street Week with Louis Rukeyser* du 27 décembre 1996 au 26 décembre 1997. Il s'agit ici d'un programme de télévision publique. L'objectif ici est d'analyser si, en plus des nouvelles fondées, les opinions présentées peuvent avoir un impact. Pour ce faire, l'échantillon est divisé en deux groupes. Dans le premier groupe, nous avons les entreprises avec les mêmes deux chiffres primaires du code Standard Industrial Classification (SIC) et également une capitalisation boursière semblable (ISM). Le deuxième groupe contient les titres classés de la même façon sauf que l'on prend seulement le titre avec le ratio valeur au livre sur la valeur au marché le plus près (ISBM). Les recommandations s'avèrent avoir un impact sur les marchés la journée suivant l'information avec un rendement anormal de 0.65% et cet effet est inversé graduellement lors des quatre jours suivants. Quant à lui, l'effet à long terme est capté à l'aide de huit trimestres suivant l'article en question. Autant en utilisant la méthode ISM qu'ISBM, l'échantillon a subi une augmentation supérieure à son comparable au total des deux années. Ceci démontre que les recommandations faites

sont pertinentes et auraient permis aux investisseurs de prendre de bonnes décisions. Finalement, l'effet à court terme nous permet d'affirmer que le marché réagit aux opinions qui sont présentées lors de ce programme indiquant qu'il n'y a pas seulement l'information officielle qui est considérée par les investisseurs lors du traitement médiatique. Par contre, l'effet à long terme vient montrer que les opinions présentées sont crédibles.

2.2.7. Prédiction à l'aide des médias

Bien que beaucoup de spéculations existent à savoir si les médias ont un impact sur les marchés financiers, l'information qui y est retrouvée peut s'avérer crédible (Ferreira et Smith 2003) et des mouvements de prix furent associés à des annonces dans divers médias. Dougal, Engelberg, Garcia et Parsons (2012), à l'aide de la colonne « Abreast of the market » de janvier 1970 à décembre 2007 du WSJ, sont parvenu à prédire les rendements à court terme du DOJ, permettant d'identifier un lien causal entre l'information financière et les rendements des marchés financiers. Le modèle utilisé est une régression avec comme variable dépendante les rendements excédentaires au taux sans risque de l'indice DJIAD. Les variables de contrôle de la régression sont des lags sur le rendement, des variables binaires en fonction du jour de la semaine, l'effet du temps, les volumes décalés et la volatilité décalée. Un facteur supplémentaire à ceux analyser est contrôlé. De plus, dans leur modèle régressif, simplement spécifier le non du journaliste augmente la capacité prédictive de 30% à 40% en termes de R^2 . Lorsqu'un journaliste est optimiste (pessimiste) envers le marché écrit, le marché bouge positivement (négativement) de quelques points de base. Cette situation est d'ailleurs amplifiée en temps d'optimisme (pessimisme) extrême.

2.3. Analyse de contagion

Étant donné que la littérature citée précédemment nous a permis d'identifier que les fraudes et les médias ont un impact significatif sur les marchés financiers, il serait maintenant intéressant d'effectuer une analyse en combinant ces deux phénomènes. Une approche utilisant l'effet d'une fraude corporative au travers du traitement médiatique axée sur l'effet de contagion encouru, à notre connaissance, ne fut jamais effectuée. Quant à elle, l'effet de contagion ne fut pas utilisé initialement pour analyser les liens entre les entreprises, mais davantage pour les liens entre les marchés en temps de crise. Au cours des années 1990, la contagion fut testée de quatre façons différentes. Soit par analyse des coefficients de corrélation entre les pays, par des modèles ARCH ou GARCH, par co-intégration et par des modèles probit.

2.3.1. Analyse de coefficients de corrélations

Probablement les tests les plus directs et les plus connus à être développés, les tests de corrélation entre les marchés comparent cette dernière pendant une période de stabilité avec celle lors d'un choc entre différents marchés. Si une significativité statistique permet de dire que les coefficients ont augmenté lors du choc en question, il est affirmé qu'il s'agit d'un effet de contagion.

La crise de 1987 dans le marché des actions aux États-Unis fut la première à voir l'effet de contagion s'en suivant être analysé. King et Wadhwani (1990) se sont penchés sur cette crise et sont la première référence relativement à l'analyse utilisant les coefficients de corrélation. Les données utilisées furent celles des marchés boursiers de Londres, New York et Tokyo en haute fréquence de juillet 1987 à février 1988. À l'époque, ces trois marchés représentaient près de 80% du marché mondial. Les auteurs ont découvert une augmentation de la corrélation entre ces marchés tout juste après le "crash". Ce

phénomène démontre qu'une augmentation de la volatilité amène à une augmentation de l'ampleur de l'effet de contagion selon King et Wadhwani (1990). Le modèle de contagion s'écrit ainsi,

$$var(\Delta S^{(i)}) = \sigma_{\eta^{(i)}}^2 + (\beta_{ij})^2 \sigma_{\eta^{(j)}}^2 \quad (1)$$

$$var(\Delta S^{(j)}) = \sigma_{\eta^{(j)}}^2 + (\beta_{ji})^2 \sigma_{\eta^{(i)}}^2 \quad (2)$$

$$cov(\Delta S^{(i)}, \Delta S^{(j)}) = (\beta_{ji})^2 \sigma_{\eta^{(i)}}^2 + (\beta_{ij})^2 \sigma_{\eta^{(j)}}^2 \quad (3)$$

Où β_{ij} représente l'élasticité d'un changement de prix dans i à la suite d'un choc idiosyncrasique dans le marché j et η^j est le changement de prix lorsqu'il n'y a aucune communication entre les marchés. Ce modèle suit l'hypothèse d'utilisation rationnelle de l'information.

Suivant cette analyse, Bertero et Mayer (1990) ont rajouté en utilisant un échantillon de 23 pays développés et industrialisés. Un indice des prix de ces pays tirés du Financial Times contenant les données mensuelles de janvier 1981 à janvier 1987. Avec cet échantillon, près de 70% du marché était couvert. De plus, les données relativement au volume de transaction, au volume en % de la valeur du marché, au PIB et la valeur au marché en % du PIB sont obtenues pour ces pays. Trois régressions par les moindres carrés ordinaires sont effectuées pour analyser le pourcentage de baisse des prix de janvier 1981 à septembre 1987 avec sept variables structurelles décrites au tableau 1:

$$R = \alpha + \beta_1 CB + \beta_2 INDEXFUT + \beta_3 KCONRES + \beta_4 KCONFOR + \beta_5 COMPUTER + \beta_6 CONTRAD + \beta_7 SETTTL + \beta_8 Z + \beta_9 SIZE + \beta_{10} VOLUME \quad (4)$$

Tableau 2. Variables de Bertero et Mayer (1990) dans leur modèle de régression linéaire

Analyse de l'effet de contagion lors de la crise financière de 1987. Bertero et Mayer (1990) ont analysé l'effet au travers d'une régression linéaire comportant 10 variables. Voici la description des variables utilisées.

Variable	Description
CB	Présence de « Circuit breaker »
INDEXFUT	Le trading de futures sur l'indice
KCONRES	Contrôle de capital sur les investissements étrangers par les individus locaux
KCONFORT	Contrôle de capital sur les investissements domestiques par les investisseurs étrangers
COMPUTER	Transactions effectuées par des ordinateurs
CONRAD	Transactions en continu
SETTL	Période de règlement
Z	Coefficient de pays
SIZE	Ratio de la capitalisation du marché sur le PIB à la fin de 1986
VOLUME	Ratio du volume de transaction sur la capitalisation du marché

Les trois régressions furent effectuées à trois intervalles de temps différents. Soit du 15 au 22 octobre, du 13 au 22 octobre et du 15 au 20 octobre. La majorité des variables se sont avérées non significatives à un seuil de 5%. La présence de « circuit breakers » a cependant été significative dans la majorité des régressions. En moyenne, les marchés ayant recours à ce type de mécanisme ont eu une baisse des prix être entre de 7% et 9% dépendamment de la période. L'effet de « size » et de « volume » est également significatif dans certaines régressions. Autre résultat intéressant, les grands marchés tendent avoir une baisse de prix plus faible tandis que ceux avec de forts volumes subissent une baisse plus importante. Également, les mesures de contrôle de capital des résidents furent très près d'être significatives.

D'un autre côté, les corrélations furent analysées entre les marchés européens (EU), américains (NA) et le bassin pacifique (PB). Toutes les corrélations se sont appréciées dans la période suivant le crash.

Tableau 3. Corrélation des rendements mensuels des indices régionaux (devise locale)

Corrélations des rendements mensuels régionaux en devise locale obtenus par Bertero et Mayer (1990). Les corrélations sont mesurées entre trois zones géographiques (PB) le bassin pacifique, (NA) Amérique du Nord et (EU) l'Europe. Également, les rendements sont analysés sur deux périodes soit de janvier 1981 à septembre 1987 et d'octobre 1987 à mai 1988		
	Janvier 81-septembre 87	Octobre 87-Mai 88
PB-EU	.4524	.7212
EU-NA	.5387	.9752
NA-PB	.3601	.6583

Tableau 4. Corrélation des rendements journaliers des indices régionaux (devise locale) par Bertero et Mayer (1990)

Corrélations des rendements journaliers régionaux en devise locale obtenus par Bertero et Mayer (1990). Les corrélations sont mesurées entre trois zones géographiques (PB) le bassin pacifique, (NA) Amérique du Nord et (EU) l'Europe. EU(-1) et NA(-1) veulent respectivement dire le rendement journalier à t-1 pour l'Europe et le rendement journalier à t-1 pour l'Amérique du Nord. Également, les rendements sont analysés sur sept périodes soit de janvier 1987 à Mars 1987, d'Avril 1987 à Juin 1987, 1 Juillet 1987 au 15 octobre 1987, du 16 octobre 1987 au 25 octobre 1987, du 26 octobre 1987 au 31 décembre 1987, de janvier 1987 à mars 1989 et d'avril 1988 à mai 1988							
Région	Dates						
	Jan. 87 – Mar. 87	Avr. 87- Jun. 87	Jul. 87- 15.10.87	16.10.87- 25.10.87	26.10.87- Dec. 87	Jan. 87- Mar. 87	Avr. 88- May 88
EU(-1)→PB	.0651	-.0236	-.0966	.2856	.257	.4328	.2991
NA(-1)→PB	.1273	.1576	.2144	.8507	.3234	.4371	.5466

NA(-1)→Eu	.3516	.4177	.452	.468	.2359	.6815	.5746
PB→EU	.0705	.2121	.1697	.7409	.5094	.3922	.4241
PB→NA	.0786	-.0002	.0964	.1583	.3545	.1024	.2448
EU→NA	.2471	.0875	.3619	.692	.6693	.2562	.3904

Lorsque l'on regarde les corrélations obtenues à l'aide des rendements mensuels au tableau 3, l'on observe une augmentation des coefficients de corrélation. Au tableau 4, la corrélation des rendements journaliers de sept sous-périodes des mêmes indices nous indique une augmentation importante des corrélations entre toutes les régions pendant le crash d'octobre 1987. Cependant, non seulement les corrélations furent élevées pendant le crash, mais elles sont restées élevées pour une longue période de temps après.

Ces résultats sont très intéressants, car ils viennent infirmer l'hypothèse avancée par King et Wadhwani (1990) qu'une augmentation de volatilité entraîne une augmentation de la corrélation. En fait, la volatilité des trois marchés a augmenté de 10 à 20 fois suite à la crise pour ensuite retourner à leur niveau précédent vers février 1988. Ce ne fut pas le cas pour leurs coefficients de corrélation. Les auteurs identifient des raisons qui peuvent expliquer cette situation. Parmi celles-ci nous retrouvons la cotation de titres sur les marchés étrangers. De plus, ces titres se retrouvent souvent à être de grandes capitalisations ce qui implique un impact important sur les indices et ainsi agir en tant que messenger de l'information entre les différents marchés.

Quant à eux, Lee et Kim (1993), toujours au travers de la crise de 1987, ont utilisé les rendements hebdomadaires de 12 indices boursiers de pays différents d'août 1984 à décembre 1990 en devise locale et en USD. Ils démontrent qu'après le crash de 1987 les marchés sont devenus davantage inter reliés, mais rajoutent aux conclusions de Bertero et Mayer (1990) en découvrant que lorsque le marché américain est plus volatil, les co-

mouvements entre les différents marchés sont plus importants. L'échantillon utilisé fut divisé en deux périodes équivalentes de 38 mois. C'est-à-dire, une période avant le crash et une période après le crash pour ensuite obtenir la corrélation moyenne entre les différents marchés. Le rendement hebdomadaire fut calculé par,

$$R_{i,t} = \ln \left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right) \quad (5)$$

Dans l'équation (5) $R_{i,t}$ est le rendement à la semaine t pour le pays i et $P_{i,t}$ est le prix de fermeture de l'indice pour la semaine t du pays i . Quant à l'ajustement de prix en fonction de la devise, il fut effectué de la façon suivante,

$$DR_{i,t} = \ln \left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right) - \ln \left(\frac{E_{i,t}}{E_{i,t-1}} \right) \quad (6)$$

$DR_{i,t}$ est le rendement en dollar pour le pays i dans la semaine t et $E_{i,t}$ est défini comme étant le taux de change de la devise locale du pays i par unité d'USD durant la semaine t .

Par la suite, p_1 étant la corrélation avant la crise et p_2 la corrélation après la crise, l'auteur étudie la proportion du nombre de tests rejetant $H_0: p_2 \leq p_1$ contre $H_1: p_2 > p_1$ à un seuil de 5%. Les résultats sont analysés en utilisant la devise locale et l'USD. Pour ajouter de la profondeur à l'étude, un test de Fisher est également effectué tel que,

$$q = \frac{(Z_2 - Z_1)}{\left[\frac{1}{(N_2 - 3)} + \frac{1}{(N_1 - 3)} \right]^{1/2}} \quad (7)$$

Dans la dernière équation, Z_i et N_i est la transformation au sens de Fisher des coefficients de corrélation et la taille de l'échantillon pour $(i = 1, 2)$, respectivement Z_i et Z_i sont assumée comme suivant une loi normale. Par le fait même, q suivra également une loi normale. En devise locale, la moyenne des coefficients de corrélations augmente de .14 avant le crash à .43 après le crash. 89.4% des tests effectués rejettent l'hypothèse nulle $H_0: p_2 \leq p_1$ à un seuil de 5%. En USD, la corrélation a passé de 0.23 à 0.39 et 62.1% des tests ont rejeté l'hypothèse nulle à un seuil de 5%.

De plus, une analyse factorielle fut effectuée pour identifier l'importance relative des facteurs domestiques et des facteurs internationaux. Ainsi, la variance de chaque variable est divisée en deux parties, une composante déterminée par les facteurs communs et une autre composante par des facteurs spécifiques. Dans cette étude, les facteurs communs furent définis comme étant des facteurs internationaux (i.e., le prix du baril de pétrole, taux d'intérêt international et la croissance économique mondiale).

Par la suite, Lee et Kim (1993) utilisent une analyse de facteurs Bayésien de Schwartz pour identifier les différents facteurs pertinents (Schwartz 1978) en utilisant un maximum de vraisemblance et une méthode varimax de rotation orthogonale ils estiment l'importance des facteurs après qu'ils soient bien identifiés. Une proportion de la variance totale pour chaque facteur est calculée. Les résultats obtenus montrent que les relations entre les différents marchés sont plus élevées lorsque le marché américain est plus volatil. Également, les investisseurs semblent porter une plus grande importance aux mouvements des marchés financiers des autres pays lorsque la volatilité est plus élevée. Ceci est démontré par le fait que les relations entre les marchés des différents pays sont plus élevées après le crash comparativement à avant. Ces co-mouvements ne peuvent être expliqués par des facteurs économiques fondamentaux. Ce qui nous ramène aux travaux de Solvic (1972), Shiller (1981), de Bondt Thaler (1985) et Roll (1988) où il est démontré que le prix des actifs dans un marché spéculatif ne suit pas de façon rationnelle la réalité économique. Ces travaux sont venus contredire un bon nombre d'auteurs qui dans les années 1960 affirmaient que les marchés étaient efficients. Shiller (1989) affirme que les facteurs non économiques tels que la psychologie des investisseurs, les manies et les modes influencent les prix des actifs spéculatifs de façon significative.

Quant à elle, la crise asiatique de 1997-1998 fut analysée en profondeur par Baig et Goldfajn (1999). L'analyse fut effectuée à l'aide d'un ensemble de variables binaires utilisant les nouvelles quotidiennes pour capturer l'impact des nouvelles locales et

étrangères sur les marchés. L'échantillon utilisé est composé de trois années de données quotidiennes de 1995-1998 de cinq pays (Thaïlande, Malaisie, Philippines, Indonésie, Corée). En premier lieu, tout comme dans les études précédentes, une analyse de corrélation est effectuée. Cependant, l'auteur mentionne que de prendre une trop grande période de temps comme échantillon vient atténuer les effets que l'on peut percevoir sur une plus courte période de temps. Il est mentionné que de comparer les corrélations sur plusieurs périodes de trois mois serait plus approprié que de simplement diviser l'échantillon en deux périodes de temps distinctes de plusieurs années. Cette analyse fut effectuée pour les devises, les marchés boursiers et les taux d'intérêt.

Par la suite, pour dissocier les effets liés à la devise et au marché boursier, une méthodologie à l'aide de vecteurs auto régressifs (VAR) est utilisée. Une méthode qui reconnaît l'endogénéité des différentes variables utilisées et qui permet d'utiliser l'impact des valeurs décalées sur les variables. Quelque chose que les analyses de corrélation classique utilisée par le passé ne permettaient pas de faire. Cependant, après avoir ajouté un décalage d'une journée, l'auteur ne trouve plus d'avantages à ajouter davantage de jours de décalages. Les VAR sont utilisés pour analyser l'interaction entre les cinq pays un marché à la fois. De plus, un des objectifs était de s'assurer que chaque pays soit analysé pendant une période de tourmente financière et d'analyser l'impact d'un écart de variation de devise et du marché financier.

Une faiblesse de l'analyse des corrélations effectuées plus haut, bien qu'elle nous indique les tendances de contagion est qu'elle ne nous indique pas si les corrélations sont significativement différentes ou non qu'en temps normal. Pour combler ce manque, une analyse de type t-test hétéroscédastique est appliquée pour tester si les coefficients de corrélation ont bougé en temps de turbulence comparativement à un temps d'accalmie. La période de crise est du 2 juillet 1997 au 18 mai 1998 et la période tranquille du premier janvier 1995 au 31 décembre 1996. De plus, pour s'assurer que les pays asiatiques ont

subi des effets différents de pays qui n'était pas en crise, un groupe de pays européens (Royaume-Uni, Allemagne, France, Espagne et Italie) fut utilisé comme groupe de contrôle.

Baig et Goldfajn (1999) critiquent ensuite le fait de contrôler les co-mouvements avec des valeurs fondamentales pour ensuite affirmer que les co-mouvements résiduels seraient de la contagion expliquée par des facteurs tels que la panique ou un changement du sentiment des investisseurs (Lee et Kim 1993). Ils affirment que plusieurs données fondamentales pertinentes sont disponibles sporadiquement comparativement aux données financières. Par exemple, pour les 5 pays asiatiques utilisés dans leur échantillon, il y a absence de données journalières qui peuvent permettre une approximation des facteurs fondamentaux de ces pays. L'approche présentée pour contrecarrer à ce problème, est de créer un ensemble de variables journalières à partir de nouvelles servant de substitut aux facteurs fondamentaux provenant des médias. Ganapolsky et Schmukler (1998) et Kaminsky et Schmukler (1998) ont analysé l'impact de différentes nouvelles sur le marché et la même méthode fut utilisée ici par Baig et Goldfajn (1999). L'approche consiste à créer un ensemble de variables binaires permettant de cerner les nouvelles au quotidien et ainsi, identifier l'impact des ajustements de politique et autres nouvelles sur les marchés financiers. Ce type de procédure s'avère à être très objectifs. Pour éviter le plus possible ce type de problème, des règles de filtrage furent établies pour atténuer cet impact et présentées au tableau 5.

Tableau 5. Règles de conduite permettant de filtrer l'information utilisée par Baig et Goldfajn (1999)

Baig et Goldfajn (1999) ont établi des règles à suivre permettant de construire un échantillon de nouvelles financières et les catégoriser comme étant positives ou négatives. Les règles sont à respecter dans l'ordre (1 en premier et 8 en dernier)	
Règles	Description
1	Collecter les nouvelles financières pour les 5 pays à analyser à l'aide de Reuters daily wire et de Bloomberg update. Par la suite, éliminer les nouvelles qui n'étaient que du bruit ou une tentative de l'auteur d'expliquer le mouvement de marché en l'absence d'événement explicatif pour ainsi conserver les nouvelles représentant réellement le fondamental.
2	Pour chaque Pays, diviser les nouvelles retenues en deux catégories, « bonnes » et « mauvaises ». Une bonne nouvelle représente une tentative crédible de restructuration de l'économie et une mauvaise nouvelle représente une détérioration du secteur financier ou réel.
3	Pour les <i>bonnes nouvelles</i> , les critères suivants doivent être suivis : <ul style="list-style-type: none"> • Information indiquant le succès d'une entente de sauvetage • Annonce d'un plan de rescousse d'organisations internationales • Nouvelle économique mieux que prévu (Croissance du PIB, inflation plus faible, etc.) • Mesure spécifique pour stabiliser le marché
4	Pour les <i>mauvaises nouvelles</i> , les critères suivants doivent être suivis : <ul style="list-style-type: none"> • Chute du taux de change ou d'une entente financière de long terme • Échec des négociations avec les organismes multilatéraux • Faillite ou fermeture d'une entreprise importante • Baisse de la cote de crédit • Annonce de l'exposition à la dette, de l'inflation, de la croissance ou de geste politique confus pire que ce qui était prévu. • Menace ou annonce d'imposition de contrôle de capitaux

	<ul style="list-style-type: none"> • Démission ou renvois de hauts responsables • Troubles civils
5	Créer deux séries de variables binaires pour les bonnes et mauvaises nouvelles où les variables binaires s'activent à une date où il est arrivé une bonne (mauvaise) nouvelle.
6	Ignorer systématiquement les commentaires du type « there was a widespread pessimism among traders today » et ignorer les mouvements de marché et seulement se concentrer sur les nouvelles avec les critères mentionnés précédemment.
7	Les nouvelles sorties à la fin de la journée furent datées au lendemain
8	Les dates pour les nouvelles furent vérifiées à travers différentes sources.

Finalement, les variables financières de chaque pays furent régressées en fonction de leurs propres nouvelles et certains autres facteurs fondamentaux pour ensuite calculer la corrélation entre les résidus. La méthodologie utilisée par l'auteur prend en compte que les nouvelles propres à un pays sont un substitut aux changements dans les facteurs fondamentaux. Ce qui permet à l'effet de contagion d'être lié au changement dans les conditions d'un autre pays. Une deuxième régression est effectuée à l'aide des dix variables binaires en même temps (deux pour chacun des cinq pays) pour chacun des pays pour évaluer l'impact des nouvelles hors des frontières. En ajout aux mesures fondamentales, les rendements journaliers du S&P 500 furent ajoutés en tant que variable supplémentaire au modèle.

2.3.2. Modèles ARCH et GARCH

L'utilisation de modèle ARCH ou GARCH fut utilisée pour analyser le mécanisme de transmission variance-covariance entre les pays. Hamao et al. (1990) ont analysé les prix à l'ouverture et à la fermeture des marchés de Tokyo, Londres et New York. Cette analyse

fut effectuée à l'aide des modèles de la famille à hétéroscédasticité conditionnelle autorégressifs (ARCH) pour analyser les relations entre ces marchés. Un effet de contagion fut démontré de New York à Tokyo, de Londres à Tokyo et de New York à Londres. De plus, suite à la crise américaine d'octobre, l'effet de contagion se semble s'être accentué. De son côté, Edwards (1998) s'est concentré sur le Mexique, l'Argentine et le Chili en utilisant des données à fréquences élevées sur le taux d'intérêt nominal à court terme le tout fut analysé à l'aide d'un modèle GARCH augmenté. Les résultats obtenus permettent d'affirmer qu'il y a eu contagion du Mexique à l'Argentine. Golosmoy et al. 2015 est un autre exemple d'étude utilisant un modèle GARCH et est inspiré de Hamao et al. (1990).

2.3.3. Analyse long-terme

Une troisième catégorie de modèles d'analyse testant pour la co-intégration se sont concentrée spécifiquement sur les changements à long terme évitant de se concentrer spécifiquement sur les changements à court terme. Comme mentionné plus tôt, cette façon de faire est critiquée par Baig et Goldfajn (1999). Longin et Solnik (1995) ont analysé la corrélation des rendements mensuels de sept pays importants entre 1960 et 1990. Un GARCH (1,1) bivarié fut utilisé pour évaluer l'évolution de la corrélation conditionnelle. Il est identifié que la corrélation augmente lorsque la volatilité conditionnelle des marchés est plus élevée et également en période où les dividendes sont faibles et que les taux d'intérêt sont plus élevés.

2.3.4. Utilisation de modèles probit

Finalement, l'utilisation de modèles probit permet d'analyser l'effet de contagion sans utiliser les coefficients de corrélation ou des matrices de variances. Des événements exogènes sont utilisés pour identifier un modèle et mesurer directement les changements

dans les mécanismes de transmissions. Baig et Goldfajn (1998) utilisent les nouvelles journalières de *Reuters daily* et de *Bloomberg update* pour étudier l'impact entre les pays durant la crise asiatique de 1997-1998. Ils identifient que les marchés réagissent presque tous à une nouvelle en provenance des États-Unis. Les rendements des marchés boursiers de chaque pays varient entre 0.1% et 5.4% le jour de la nouvelle concernant les États-Unis. D'un autre côté, Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996) identifient à l'aide de ce type de modèles que l'existence d'une crise monétaire dans un pays augmente la probabilité d'occurrence d'une attaque sur la devise d'un autre pays de 8%.

2.3.5. Problèmes rencontrés

À la lumière des méthodes montrées plus haut, l'effet de contagion est utilisé grandement dans la littérature pour analyser les liens entre les différents pays. Que ce soit en temps de crise ou en contexte économique dit normal. Cependant, la définition même de l'effet de contagion fut le sujet de plusieurs débats. Un manque de consensus entre les différents auteurs au niveau de la définition de l'effet de contagion est flagrant. Pour étudier ce problème Pericoli et Sbracia (2003) identifie cinq définitions différentes fréquemment employées. Elles sont présentées au tableau 6.

Tableau 6. Résumé des définitions de l'effet de contagion identifiées par Pericoli et Sbracia (2003)

Liste des définitions de l'effet de contagion répertoriées dans la littérature par Pericoli et Sbracia (2003)	
1	La contagion est une augmentation significative de la probabilité de crise dans un pays conditionnel à l'arrivée d'une crise dans un autre pays
2	La contagion a lieu lorsque la volatilité des prix des actifs se transmet du pays en crise à un autre pays
3	La contagion a lieu lorsque les co-mouvements entre les prix des actifs entre les pays ne peuvent pas être expliqués par des facteurs fondamentaux
4	La contagion est une augmentation significative des co-mouvements entre les prix des actifs entre les marchés conditionnels à l'effet d'une crise d'un ou plusieurs marchés
5	La contagion survient lorsque les canaux de transmission s'intensifient ou changent suite à un choc dans un marché

Forbes et Rigobon (2001) sont en désaccord avec certaines des définitions listées plus haut. Ils affirment que l'effet de contagion est présent seulement lorsque la transmission est effectuée par un mécanisme qui n'est pas existant en contexte économique normale. Par exemple, la dévaluation du Rouble russe en 1998 a causé une chute de 50% du marché boursier brésilien. Il s'agirait ici de contagion, car en temps normal très peu de liens économiques fondamentaux existent entre la Russie et le Brésil. D'un autre côté, si un crash aux États-Unis vient rapidement impacter le marché canadien, il ne s'agit probablement pas d'un effet de contagion, car les liens sont très forts entre les deux pays en temps normal et il s'agit probablement de liens économiques qui sont déjà présents qui explique la transmission du choc. De plus, tout test de contagion devrait corriger pour l'hétéroscédasticité, sans quoi, les résultats seront biaisés. Par exemple, lorsque la volatilité augmente, la relation entre les marchés augmentera artificiellement.

Ces auteurs poussent leur critique plus loin en affirmant que les quatre méthodes présentées plus haut ne sont pas appropriées et présentent des biais liés à la présence d'hétéroscédasticité, d'endogénéité et de variables omises. Une solution est proposée par l'auteur qui permet de différencier si les méthodes de transmission de choc sont simplement dues aux liens existant en période stable (interdépendance) ou si l'on a réellement de la contagion. La preuve de l'importance de l'hétéroscédasticité fut faite par Forbes et Rigobon (2002) et en reconstruisant les analyses mentionnées plus haut, ils découvrent que contrairement à ce qui est affirmé dans la littérature précédente, il n'y a pas de contagion, mais simplement de l'interdépendance entre les marchés lors des trois crises étudiées.

Par la suite, Corsetti, Pericoli et Sbracia (2005) critiquent Forbes et Rigobon (2001, 2002) en spécifiant que la définition d'effet de contagion proposée est trop restrictive. En effet, en spécifiant qu'un niveau plus élevé de volatilité lors d'une crise peut être causé non seulement par un même facteur, mais aussi par un bruit spécifique à un pays. Corsetti, Pericoli et Sbracia (2005) développent une mesure qui n'impose pas de restrictions sur la variance des facteurs communs relativement aux facteurs spécifiques des pays et prouve que les restrictions imposées précédemment par Forbes et Rigobon (2001, 2002) sur le risque spécifique à un pays peuvent sévèrement biaiser les résultats vers une hypothèse nulle de non-contagion. Ils effectuent une autre restructuration des études précédentes et démontrent davantage de contagion entre les marchés que ce qui est présenté par Forbes et Rigobon (2001).

2.3.6. Nouveaux modèles

Pour éviter les problèmes d'analyse de contagion présentés par Forbes et Rigobon (2001, 2002) et le débat qu'il a engendré, de nouveaux modèles sont développés. Entre autres, Bekaert, Harvey et Ng (2005) ont créé un modèle fortement utilisé dans la littérature plus

récente. Ils définissent l'effet de contagion comme étant une corrélation excessive comparativement aux fondamentaux économiques et élaborent un modèle d'évaluation d'actifs à deux facteurs où la contagion est la corrélation entre les résidus de ce modèle. En utilisant une approche de « asset pricing » où l'effet de contagion est représenté par la corrélation entre les résidus du modèle, le biais présenté par Forbes et Rigonbon (2001, 2002) est évité. Les deux facteurs utilisés sont un facteur global et un facteur régional. Ce modèle fut développé à partir du CAPM traditionnel (Sharpe 1964) en y ajoutant un facteur supplémentaire obtenu en divisant le marché mondial en une partie États-Unis et une autre partie région spécifique tout en permettant aux facteurs locaux d'être évalués. Il est important de mentionner que les États-Unis servent de substitut au marché mondial. Le modèle s'écrit comme suit,

$$R_{i,t} = \delta'_i Z_{i,t} + \beta_{i,t-1}^{us} \mu_{us,t-1} + \beta_{i,t-1}^{reg} \mu_{reg,t-1} + \beta_{i,t-1}^{us} e_{us,t} + \beta_{i,t-1}^{reg} e_{reg,t} + e_{i,t} \quad (8)$$

$$e_{i,t} | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_{i,j,t}^2) \quad (9)$$

Dans l'équation (8) $R_{i,t}$ représente le rendement supplémentaire de l'indice national du pays i en USD, $\mu_{us,t-1}$ et $\mu_{reg,t-1}$ est le rendement excessif conditionnel sur le marché U.S. et régional en fonction de l'information disponible à $t-1$, $e_{i,t}$ est le choc idiosyncrasique d'un marché i , incluant les portefeuilles U.S. et régional, $\eta_{i,t}$ est le choc d'un rendement négatif d'un pays i montré par $\eta_{i,t} = \min\{0, e_{i,t}\}$ et $Z_{i,t}$ est un vecteur contenant une constante et le rendement de dividende mesuré avec un décalage d'un mois. Pour ce qui est de l'équation (9) I_{t-1} est l'ensemble de l'information disponible au temps $t-1$.

La variance du rendement d'un choc idiosyncrasique d'un marché i de ce modèle suit le processus GARCH suivant,

$$\sigma_{i,t}^2 = a_i + b_i \sigma_{i,t-1}^2 + c_{i,j} e_{i,t-1}^2 + d_i \eta_{i,t-1}^2 \quad (10)$$

Avec des effets asymétriques sur la variance conditionnelle (Runkle 1993 et Zakoian 1994). Quant à elle, la sensibilité du marché des actions i à un facteur de nouvelle étrangère suivant Bekaert et Harvey (1995, 1997) et Ng (2000) est mesurée comme étant variable dans le temps de la façon suivante :

$$\beta_{i,t-1}^{us} = p'_{1,i} \mathbf{X}_{i,t-1}^{us} + q'_i \mathbf{X}_{i,t-1}^w \cdot w_{us,t-1} \quad (11)$$

$$\beta_{i,t-1}^{reg} = p'_{2,i} \mathbf{X}_{i,t-1}^{reg} + q'_i \mathbf{X}_{i,t-1}^w \cdot (1 - w_{us,t-1}) \quad (12)$$

$$\varepsilon_{i,t} = \beta_{i,t-1}^{us} e_{us,t} + \beta_{i,t-1}^{reg} e_{reg,t} + e_{i,t} \quad (13)$$

Nous avons ici $w_{us,t-1}$ étant la capitalisation du marché des États-Unis relativement au marché mondial, $\mathbf{X}_{i,t-1}^{us}$ ($\mathbf{X}_{i,t-1}^{reg}$) étant les variables capturant le risque de covariance entre le marché i avec les États-Unis (Région) et $\varepsilon_{i,t}$, le rendement résiduel du marché i . On assume que le choc idiosyncrasique entre les États-Unis, le marché régional et le pays i ne sont pas corrélés. Ce qui implique les variances et covariances suivantes,

$$h_{i,t} = \mathbf{E}\{\varepsilon_{i,t}^2 | \mathbf{I}_{t-1}\} = (\beta_{i,t-1}^{us})^2 \sigma_{us,t}^2 + (\beta_{i,t-1}^{reg})^2 \sigma_{reg,t}^2 + \sigma_{i,t}^2 \quad (14)$$

Cette équation montre que la volatilité des rendements du marché i est positivement reliée à la volatilité du marché U.S. et le marché régional. Il est important de noter ici que le marché U.S. est utilisé pour représenter le marché global dans son ensemble.

$$h_{i,us,t} = \mathbf{E}\{\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{us,t} | \mathbf{I}_{t-1}\} = \beta_{i,t-1}^{us} \sigma_{us,t}^2 \quad (15)$$

$$h_{i,reg,t} = \mathbf{E}\{\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{reg,t} | \mathbf{I}_{t-1}\} = \beta_{i,t-1}^{us} \beta_{reg,t-1}^{us} \sigma_{us,t}^2 + \beta_{i,t-1}^{reg} \sigma_{reg,t}^2 \quad (16)$$

$$h_{j,j,t} = \mathbf{E}\{\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t} | \mathbf{I}_{t-1}\} = \beta_{i,t-1}^{us} \beta_{j,t-1}^{us} \sigma_{us,t}^2 + \beta_{i,t-1}^{reg} \beta_{j,t-1}^{reg} \sigma_{reg,t}^2 \quad (17)$$

Les trois équations plus haut nous donnent la covariance conditionnelle dynamique où en premier lieu, le marché U.S. est lié positivement au marché i , deuxièmement $\beta_{i,t-1}^{us}$ est positif. C'est-à-dire qu'une augmentation de la volatilité U.S. implique une augmentation

de la covariance et dernièrement la covariance entre le marché i et le marché j augmente en tant de forte volatilité aux U.S., ou pour i, ou pour les deux. De son côté les corrélations entre le marché i sont les États-Unis et entre le marché i et le marché régional sont données respectivement par,

$$\rho_{i,us,t} = \frac{\beta_{i,t-1}^{us} \sigma_{us,t}}{\sqrt{h_{i,t}}} \quad (18)$$

$$\rho_{i,reg,t} = \frac{\beta_{i,t-1}^{us} \beta_{reg,t-1}^{us} \sigma_{us,t}^2 + \beta_{i,t-1}^{reg} \sigma_{reg,t}^2}{\sqrt{h_{i,t} h_{reg,t}}} \quad (19)$$

Quant-à-elle, la variance conditionnelle du marché régional est donnée par,

$$h_{reg,t} = (\beta_{reg,t-1}^{us})^2 \sigma_{us,t}^2 + \sigma_{reg,t}^2 \quad (20)$$

De plus, les deux équations qui suivent nous donnent les proportions relatives de la variance conditionnelle qui sont dues aux U.S. ou au marché régional :

$$VR_{i,t}^{us} = \frac{(\beta_{i,t-1}^{us})^2 \sigma_{us,t}^2}{h_{i,t}} \quad (21)$$

$$VR_{i,t}^{reg} = \frac{(\beta_{i,t-1}^{reg})^2 \sigma_{reg,t}^2}{h_{i,t}} \quad (22)$$

Étant donné que la contagion est donnée par la corrélation des chocs idiosyncrasiques, les régressions suivantes sont effectuées.

$$\hat{e}_{i,t} = w_i + v_{i,t}\hat{e}_{g,t} + u_{i,t} \quad (23)$$

$$v_{i,t} = v_0 + v_1 D_{i,t} \quad (24)$$

Notons que $\hat{e}_{i,t}$ et $\hat{e}_{g,t}$ sont les chocs idiosyncrasiques des marchés i et de la région g respectivement. De son côté $D_{i,t}$ est une variable binaire représentant cinq périodes, la crise mexicaine, la crise asiatique, rendements non attendus exceptionnellement faibles du marché U.S et rendements non attendus exceptionnellement faibles du marché régional.

Le test statistique effectué déterminera si v_0 et v_1 sont de valeur statistiquement nulle et si v_1 est significativement différent de zéro. Le premier scénario nous donnera une contagion globale et le deuxième nous donnera une contribution d'une période spécifique à l'effet de contagion.

La méthode multivariée de ce modèle est exprimée de la façon suivante :

$$\mathbf{R}_t = [R_{us,t}, R_{reg,t}, R_{1,t}, \dots, R_{N,t}]' \quad (25)$$

$$\boldsymbol{\mu}_{t-1}^* = [\delta'_{us} Z_{us,t-1}, \delta'_{reg} Z_{reg,t-1}, \delta'_1 Z_{1,t-1}, \dots, \delta'_N Z_{N,t-1}]' \quad (26)$$

$$\mathbf{e}_t = [e_{us,t}, e_{reg,t}, e_{1,t}, \dots, e_{us,t}]' \quad (27)$$

En admettant N comme étant le nombre de pays d'une région particulière le modèle prend donc la forme suivante :

$$\mathbf{R}_t = \boldsymbol{\Phi}_{t-1} \boldsymbol{\mu}_{t-1}^* + \beta_{t-1} \mathbf{e}_t \quad (28)$$

$$\mathbf{e}_t | \mathbf{I}_{t-1} \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma}_t) \quad (29)$$

$$\boldsymbol{\Sigma}_t = E[\mathbf{e}_t \mathbf{e}_t' | \mathbf{I}_{t-1}] = \text{diag} \{ \sigma_{j,t}^2 \} \quad (30)$$

$$j = us, reg, 1, \dots, N,$$

$$\Phi_{t-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \beta_{reg,t-1}^{us} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \phi_{1,t-1} & \beta_{1,t-1}^{reg} & & & \\ \vdots & \vdots & & & \\ \phi_{N,t-1} & \beta_{N,t-1}^{reg} & & & \end{bmatrix} \mathbf{I}_{(N)} \quad (31)$$

$$\beta_{t-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \beta_{reg,t-1}^{us} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \beta_{1,t-1}^{us} & \beta_{1,t-1}^{reg} & & & \\ \vdots & \vdots & & & \\ \beta_{N,t-1}^{us} & \beta_{N,t-1}^{reg} & & & \end{bmatrix} \mathbf{I}_{(N)} \quad (32)$$

$$\phi_{1,t-1} = \beta_{i,t-1}^{us} + \beta_{i,t-1}^{reg} \beta_{reg,t-1}^{us} \quad (33)$$

Soulignons que $\mathbf{I}_{(N)}$ est la matrice identité ($N \times N$).

Le test de spécification $\hat{z}_{i,t} = \frac{\hat{e}_{i,t}}{\hat{\sigma}_{i,t}}$ est construit sur le choc idiosyncrasique pour tout i et finalement nous pouvons admettre que le modèle est bien spécifié si les quatre premiers moments équivalent aux quatre équations suivantes,

$$E[\hat{z}_{i,t}] = 0 \quad (34)$$

$$E[\hat{z}_{i,t} \hat{z}_{i,t-s}] = 0, \text{ pour } s = 1, \dots, \tau, \quad (35)$$

$$E[\hat{z}_{i,t}^2 - 1] = 0, \quad (36)$$

$$E[(\hat{z}_{i,t}^2 - 1)(\hat{z}_{i,t-s}^2 - 1)] = 0, \text{ pour } s = 1, \dots, \tau, \quad (37)$$

$$E[\hat{z}_{i,t}^3] = 0, \quad (38)$$

$$E[\hat{z}_{i,t}^4 - 3] = 0 \quad (39)$$

Phylaktis, Xia (2009) utilisent les travaux de Bekaert, Harvey et Ng (2005) et définissent le risque de contagion comme étant une corrélation excessive c'est-à-dire, plus élevée que

ce que les facteurs économiques fondamentaux expliqueraient. Dans leur étude, ils ajoutent à Bekaert, Harvey et Ng (2005) en ajoutant un facteur sectoriel au niveau de l'analyse de la contagion. Cette précision est basée sur les travaux de Kaminsky et Reinhart (1999) et Tai (2004) où il mentionné que certains secteurs tels que le secteur bancaire constituent un canal important à la transmission de choc entre les marchés en tant de crises. La contagion est donc mesurée par la corrélation entre les résidus de leur modèle,

$$r_{i,j,t} = \delta_{i,j}X_{i,j,t-1} + \beta_{i,j,t-1}^{us}\mu_{us,t-1} + \beta_{i,j,t-1}^{reg}\mu_{reg,t-1} + \beta_{i,j,t-1}^{us}e_{us,t} + \beta_{i,j,t-1}^{reg}e_{reg,t} + e_{i,j,t} \quad (40)$$

$$e_{i,j,t}|\Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_{i,j,t}^2) \quad (41)$$

$$\sigma_{i,j,t}^2 = a_{i,j} + b_{i,j}\sigma_{i,j,t-1}^2 + c_{i,j}e_{i,j,t-1}^2 + d_{i,j}\eta_{i,j,t-1}^2 \quad (42)$$

Il est important de noter que dans ce modèle $r_{i,j,t}$ est le rendement hebdomadaire extraordinaire du secteur i dans le pays j . Également, $\mu_{us,t-1}$ et $\mu_{reg,t-1}$ sont les rendements conditionnels du marché US et régional en fonction de l'information disponible à $t-1$. Cette information disponible est représentée par $X_{i,j,t-1}$ est un vecteur contenant l'information économique fondamentale locale. Le rendement du dividende du secteur i et le rendement du dividende du pays j pour lequel i appartient fut utiliser. Finalement, la troisième équation représente simplement un GARCH.

Pour analyser l'effet de contagion, la méthode de Bekaert, Harvey et Ng (2005) est utilisée,

$$\hat{e}_{i,j,t} = v_{i,j} + \phi_{i,j,t}\hat{e}_{g,t} + \xi_{i,j,t} \quad (43)$$

$$\phi_{i,j,t} = m + nD_{i,t} \quad (44)$$

Mentionnons que $\hat{e}_{i,j,t}$ et $\hat{e}_{g,t}$ sont respectivement les chocs idiosyncrasiques sur les rendements du secteur i et un groupe de pays j et Ω_{t-1} inclut l'information disponible à $t-1$ et que $D_{i,t}$ est une variable binaire s'activant la crise mexicaine et la crise asiatique. Cette variable permet d'estimer le rendement attendu de i .

Dans Phylaktis, Xia (2009), les trois groupes employés sont le choc des rendements provenant des États-Unis, $\hat{e}_{g,t}=\hat{e}_{us,t}$, le choc des rendements provenant d'une autre région géographique, $\hat{e}_{g,t}=\hat{e}_{reg,t}$.

De nouvelles opportunités d'analyse de transmission de chocs sont apparues suite à la crise de 2007 à 2009. Il s'agit ici de la première crise majeure depuis la dépression de 1929. Bekaert, Ehrmann, Fratzscher et Mehl (2014) analyse l'effet d'interdépendance et de contagion lors de cette crise en évitant les biais présentés par Forbes et Rigobon (2002) et est étroitement lié aux modèles de Bekaert, Harey et Ng (2005) présenté plus haut. Le modèle utilisé est présenté de la façon suivante,

$$R_{i,t} = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1}R_{i,t-1} + \alpha_{i,2}dy_{i,t-1} + \beta'_{i,t}F_t + \eta_{i,t}CR_t + e_{i,t} \quad (45)$$

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta'_1Z_{i,t-k} + \gamma_{i,t}CR_t \quad (46)$$

$$\gamma_{i,t} = \gamma_{i,0} + \gamma'_1Z_{i,t-k} \quad (47)$$

$$\eta_{i,t} = \eta_{i,0} + \eta'_1Z_{i,t-k} \quad (48)$$

L'auteur formule un vecteur de facteurs internationaux $F_t = [R_t^U, R_t^G, R_t^D]$. Ces trois facteurs sont respectivement les indices des marchés des États-Unis, global et domestique. L'utilisation de ses trois facteurs garantit que le modèle suit correctement

les co-mouvements en temps dit normal. Ceci permet d'identifier si les chocs lors de la crise de 2007 à 2009 se sont propagés au travers des États-Unis d'un choc global ou au travers d'une vulnérabilité d'un pays. Notons que $R_{i,t}$ est le rendement supplémentaire d'un portefeuille i à bon du trésor américain de trois mois pour une semaine t . Pour que les rendements attendus soient mesurés en tant que fonction linéaire des rendements excessifs décalés ($R_{i,t-1}$), le rendement de dividende local (dy) d'où le portefeuille en question est ajouté. Notons également que CR_t est une variable binaire s'activant lors de la crise et que les variables de contrôle sont incorporées dans le vecteur $Z_{i,t-k}$. Notons que les variables du vecteur $Z_{i,t-k}$ sont décalées de deux trimestres.

Une distinction est effectuée par l'auteur par l'ajout de la variable binaire CR_t . En éliminant cette dernière, l'on se retrouve avec un modèle d'analyse d'interdépendance (co-mouvement). Ce modèle ne prenant pas en considération la contagion permet à l'aide des facteurs d'expositions (β) et de leur matrice de variance et covariance de déterminer s'il y a présence d'interdépendance. Ceci est expliqué par le fait que lors d'une crise financière, généralement la volatilité se voit augmentée. Donc, l'augmentation des corrélations n'est pas nécessairement due à un effet de contagion. Une analyse directement en lien avec le biais présenté par Forbes et Rigobon (2002). Pour prendre en considération les co-mouvements inattendus, il faut ajouter la variable binaire CR_t permettant d'identifier les sources de la contagion au travers des coefficients γ et η .

Premièrement, η de l'équation (45) nous permet d'identifier l'effet de contagion indépendamment des facteurs inclus dans le vecteur F_t . Si l'on obtient un η significativement négatif, nous obtenons un effet de co-mouvement excessif pendant la crise. Cet effet est potentiellement relié à des facteurs non fondamentaux. Pour le savoir, il faut regarder au niveau du coefficient γ . Ce dernier permet d'identifier la contagion au travers des facteurs inclus dans F_t . Lorsque ce coefficient est significativement positif, nous sommes en présence d'une augmentation de la corrélation entre les portefeuilles

pendant la crise relativement en temps normal tout en prenant en considération un vecteur de contrôle $Z_{i,t-k}$. Il est donc possible d'identifier de l'effet de contagion provient des États-Unis, du marché global ou de pays même.

Au départ, un total de 25 variables de contrôle furent analysées pour intégration dans le modèle. Par la suite, une procédure d'étape par étape a permis d'éliminer certaines de ces variables en régressant les modèles complets avec ces 25 variables. À chaque étape, les variables obtenant un Bêta avec une significativité inférieure à 10% furent enlevées de la régression jusqu'à ce qu'il n'y ait plus de rejet. Notons que les variables de contrôle utilisées par les modèles de contagion présentés plus tôt sont davantage adaptées pour des études analysant l'impact des marchés globaux. En désirant analyser l'impact de contagion entre différents titres financiers, il faudrait analyser un autre ensemble de variables plus adaptées.

2.4. Analyse factorielle

Les modèles de contagion étudiés précédemment suivant celui présenté par Bekaert, Harvey et Ng (2005) s'apparentent à des modèles factoriels. Ces dernières études se concentrent principalement sur l'impact global sur pays, une région ou un secteur. Pour être en mesure d'étudier correctement des titres individuellement, il est important d'adapter ces modèles. Ainsi, les modèles factoriels prennent toute leur importance.

Fama et French (1992) est un excellent article sur le sujet. Ces auteurs répertorient une série d'anomalies répertoriées dans la littérature et vérifient le pouvoir explicatif de ces derniers à l'aide du rendement des titres américains. Ces facteurs pour une même compagnie se listent comme suit : le log naturel de la valeur marchande du titre ($\ln(M_e)$), le log naturel de la valeur aux livres des actions ordinaires sur la valeur marchande du

titre ($\ln(\text{BE}/\text{ME})$), le log naturel de la valeur aux livres des actifs sur la valeur marchande du titre ($\ln(\text{A}/\text{ME})$), le log naturel de la valeur aux livres des actifs sur la valeur aux livres des actions ordinaires ($\ln(\text{A}/\text{BE})$) et le ratio de bénéfices par action sur le prix par action sur le marché du titre (E/P). Ces anomalies sont classées en dix sous-catégories de taille. Fama et French (1992) obtiennent que $\ln(\text{ME})$ et $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ soient tous les deux significatifs. Par contre, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ explique davantage les rendements. Cependant, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ enlève la capacité explicative de $\ln(\text{A}/\text{ME})$ et de $\ln(\text{A}/\text{BE})$. De plus, pour expliquer cet effet, il est mentionné que $\ln(\text{BE}/\text{ME}) = \ln(\text{A}/\text{ME}) - \ln(\text{A}/\text{BE})$. Également, E/P perd son importance dans la régression lorsqu'il est inclus avec les variables $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ et $\ln(\text{ME})$.

Suite à ces conclusions, Fama et French (1993) créent des facteurs qui possiblement expliquent le rendement des actions américaines. Ils créent le facteur SMB_t qui est défini comme étant la différence de la moyenne des rendements au temps t entre des portefeuilles à capitalisation faible et des portefeuilles à capitalisation élevée. Également, le facteur HML_t prend forme comme étant la moyenne des rendements au temps t entre des portefeuilles avec une valeur aux livres élevée par rapport à la valeur au marché moins ceux avec une valeur aux livres faible par rapport au marché. En combinant ces deux facteurs à la prime de marché du Capital Asset Pricing Model (CAPM) ($R_{m,t} - R_{f,t}$), nous obtenons une explication de la variation dans les rendements des entreprises américaines. Notons que $R_{m,t}$ est le rendement du marché au temps t et $R_{f,t}$ le taux sans risque au temps t .

Par la suite, Fama et French (1996) se concentre davantage sur les anomalies détectées par la littérature précédente et analyse les résultats obtenus à l'aide du modèle à trois facteurs présentés par Fama et French (1993). Les anomalies répertoriées sont : l'effet de taille, le ratio-bénéfices sur prix (E/P), le ratio flux monétaires sur le prix (C/P), le ratio BE/ME , la croissance des ventes et l'effet *momentum*. En se fiant à la méthode utilisée, à

une exception près, l'ensemble des anomalies répertoriées est capturé par le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993). Cependant, l'effet *momentum* reste inexpliqué.

Pour remédier à cette faiblesse au niveau du *momentum*, Carhart (1997) présente un modèle incluant les trois facteurs utilisés par Fama et French (1993) et y ajoute un quatrième facteur ($PR1YR_t$). Il s'agit ici du rendement au temps t d'un portefeuille répliquant l'effet du momentum. En analysant ce dernier modèle à l'aide de la performance des fonds communs de placement il est obtenu que le pouvoir explicatif est nettement amélioré comparativement à celui de Fama et French (1993).

Plus récemment, Fama et French (2012) comparent le modèle CAPM, le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) et celui à quatre facteurs de Carhart (1997). Ces derniers désirent tester si les facteurs globaux (régionaux) peuvent expliquer le rendement de portefeuilles globaux (régionaux). Un test GRS (Gibbons, Ross et Shanken 1989) effectué et permet d'affirmer que les trois modèles n'expliquent pas les rendements pour un portefeuille régional. Cependant, c'est seulement en éliminant les « microcaps » que le modèle à quatre facteurs explique passablement les rendements d'un portefeuille global tant et aussi longtemps que ce portefeuille n'est pas trop concentré en une seule région et que les pondérations en « microcaps » ne sont pas trop élevées.

Par la suite, de nouveaux facteurs sont mentionnés par Fama et French (2015). Ils présentent un nouveau modèle à cinq facteurs. Il est affirmé par les auteurs que le modèle à trois facteurs est conçu pour bien capter la relation entre la taille et les rendements et également la relation entre les rendements et des ratios de prix par exemple BE/ME. Cependant, en se fiant aux travaux de Novy-Marx (2013) et Titman, Wei et Xie (2004), le modèle de Fama et French (1993) est incomplet pour expliquer les

rendements étant donné que rien ne permet d'expliquer l'effet de la profitabilité et des investissements sur les rendements. Ainsi, un modèle prenant en considérant un facteur de profitabilité (RMW_t) et d'investissement (CMA_t) en complément aux trois facteurs classiques est créé. Notons que RMW_t est obtenu par la différence entre les rendements d'un portefeuille diversifié avec une forte et une faible profitabilité. Quant à lui, le facteur CMA_t est le résultat de la différence entre un portefeuille diversifié de firme avec peu et beaucoup d'investissement (conservatrices et agressives). Il est important de noter que le facteur *momentum* de Corhart (1997) n'est pas inclus. Les résultats montrent que le modèle performe bien. Cependant, si le nombre de facteurs devient un problème il est possible de laisser tomber le facteur *HML*, car il devient redondant suite à l'ajout de RMW et CMA .

En résumé, la littérature permet d'affirmer que le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) performe bien, mais que des problèmes au niveau du *momentum* sont présents. Une situation corrigée par (Carhart 1997) avec son facteur prenant en considération le *momentum*. Finalement, de nouvelles anomalies sont prises en considération soit, l'investissement et la profitabilité. Fama et French (2015) complètent le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) en y ajoutant deux nouveaux facteurs considérant ces nouvelles anomalies.

Tableau 7. Liste des modèles factoriels

Liste des modèles factoriels répertoriés dans la littérature où R_f est le taux sans risque, R_m est le rendement du marché, SMB la différence de la moyenne des rendements entre des portefeuilles à capitalisation faible et des portefeuilles à capitalisation élevée, HML la moyenne des rendements entre des portefeuilles avec une valeur aux livres élevée par rapport à la valeur au marché moins ceux avec une valeur aux livres faible par rapport au marché, PR1YR rendement portefeuille répliquant l'effet du momentum et CMA la différence entre un portefeuille diversifié de firme avec peu et beaucoup d'investissement (conservatrices et agressives)

Modèle	Description
CAPM	$R_i = R_f + \beta(R_m - R_f)$
Fama et French (1993)	$R_i = R_f + \beta_m(R_m - R_f) + \beta_{SMB}SMB + \beta_{HML}HML$
Carhart (1997)	$R_i = R_f + \beta_m(R_m - R_f) + \beta_{SMB}SMB + \beta_{HML}HML + \beta_{PR1YR}PR1YR$
Fama et French (2015)	$R_i = R_f + \beta_m(R_m - R_f) + \beta_{SMB}SMB + \beta_{HML}HML + \beta_{RMW}RMW + \beta_{CMA}CMA$

2.5. Contrôle de modèles conditionnels

Tel qu'expliqué par les modèles factoriels énumérés plus tôt, plusieurs facteurs peuvent expliquer les rendements sans jamais toutefois en arriver à une explication complète. Chen, Roll et Ross (1986) expliquent que les prix des actions sont influencés par une variété d'événements surprise. Certains de ces événements ont davantage d'effet que d'autres. Ils proposent une série de variables qui possiblement affecte le prix de toutes les actions. Cette liste est constituée de l'inflation, les bons du Trésor de 1 mois, les obligations long-terme du gouvernement, la production industrielle, un changement dans la prime de risque, le rendement d'un portefeuille équi pondéré des titres du New York Stock Exchange (NYSE), le rendement d'un portefeuille valeur pondéré des titres du NYSE, le taux de croissance de la consommation par habitant et un logarithme du prix du pétrole. Par la suite, les auteurs testent à savoir lesquelles de ces variables possèdent une

capacité explicative des rendements. Les résultats obtenus montrent que les plus importantes sont la production industrielle, un changement dans la prime de risque, un changement dans la courbure de la courbe des taux et l'inflation. Les résultats montrent que le rendement d'un portefeuille valeur pondéré des titres du NYSE perd son influence en présence des autres variables économiques et la consommation par habitant tout comme le prix du pétrole n'ont pas démontré de valeur explicative.

Plusieurs études théoriques sont effectuées pour identifier des variables explicatives du mouvement des prix des actions. Mentionnons Keim et Stambaugh (1986) qui ont identifié que les « junk bonds » ont une capacité explicative. Fama et French (1988, 1989) quant à eux, ont soulevé l'importance sur le sujet du rendement des dividendes, la prime sur les obligations de long terme et la prime sur les « junk bonds ». De plus, l'effet de la prime sur la longévité des bons du trésor est évalué comme étant un important facteur par Campbell (1987). Tout comme Chen, Roll et Ross (1986), Harvey (1989) propose de tester une série de variables expliquant les prix des actions en se basant sur les études théoriques précédentes. Ces éléments sont, une variable binaire pour le mois de janvier, le rendement excédentaire des bons du Trésor 1 mois d'un portefeuille valeur pondérée du NYSE, la prime de risque sur les « junk bonds » définit par la différence entre les obligations cotées Baa et moins et les obligations AAA selon Moody, les rendements de dividendes du Standard and Poor 500 moins celui des bons du Trésor 1 mois et une prime de risque en fonction du temps obtenu par la différence de rendements entre un bon du Trésor de 90 jours et de 30 jours. Toutes ces dernières se sont avérées explicatives. Une situation qui est concordante avec la théorie. Notons, que la quantité de variables de contrôle inclus le modèle d'évaluation de prix proposé se devait de rester faible afin éviter un trop grand nombre de restrictions selon l'auteur.

Une analyse davantage en lien avec les rendements des actions du NYSE est proposée par Ferson et Harvey (1991). Dans cette dernière, les variables conditionnelles sont près de

celles proposées par Chen, Ross et Roll (1986) et Harvey (1989). Il s'agit ici du rendement d'un portefeuille valeur pondéré du NYSE moins le rendement des bons du Trésor 1 mois, la croissance par habitant de la consommation de bien non durable, le rendement des obligations Baa moins ceux cotés AAA (Moody), le changement des différences entre les bons du Trésor 10 ans et 3 mois, l'inflation inattendue et la différence entre le taux des bons du Trésor 1 mois et celui de l'inflation. Il est obtenu que toutes ces variables ont une capacité prédictive lorsqu'elles sont intégrées individuellement dans le modèle. Cependant, en effectuant les régressions sur un modèle multivarié contenant l'ensemble de ces variables, le rendement du portefeuille valeur pondéré du NYSE, l'inflation inattendue et la différence entre le taux des bons du Trésor 1 mois et celui de l'inflation perdent de l'importance. Chen, Ross et Roll (1986) avaient déjà été en mesure de soulever cette anomalie au niveau des rendements de portefeuille du NYSE. Affirmant ainsi qu'il est primordial de prendre en considération les variables potentielles non seulement individuellement, mais également en groupe pour être en mesure de déterminer le meilleur modèle.

Quant à lui, Ferson et Schadt (1996) proposent un modèle conditionnel en lien avec des rendements de fonds mutuels avec cinq variables de contrôle, le bon du Trésor 1 mois différé, le dividende différé du portefeuille valeur pondéré du NYSE et du American Stock Exchange (AMEX), une mesure différée de l'écart de rendement entre les obligations Baa et AAA (moody), une mesure différée de la différence entre les bons du Trésor 10 ans 3 mois et finalement, une variable binaire pour le mois de janvier. Certaines d'entre elles s'avèrent différentes de ce qui est soulevé plus tôt. Toutes ces variables sont importantes dans l'explication des rendements sauf l'effet de janvier qui selon l'auteur s'est avéré représenter peu de capacité prédictive. Ferson et Harvey (1999) vont également utiliser la littérature précédente pour identifier les variables pertinentes de leur modèle conditionnel de prévision de rendement de portefeuille d'action. Ces variables sont la différence en les rendements mensuels et les bons du Trésor, le rendement du dividende du Standard and Poors 500 (S&P 500), la différence entre les obligations Baa et AAA

(moody) et la différence entre le rendement d'une obligation 10 ans et 1 an et une variable décalée du bon du Trésor 1 mois. L'ensemble de ces variables sont en lien avec Harvey (1989), Fama et French (1988, 1989, 1990) et Ferson (1989).

3. Objectif de la recherche

L'objectif de la recherche est d'évaluer par suite d'événements médiatiques l'effet sur le risque systématique et l'effet de contagion de ce dernier causée par une fraude d'une entreprise similaire. Pour atteindre ce but, nous allons utiliser une base de données¹ contenant les articles de fraude du *Wall Street Journal* de 1984 à 2014. Ces articles sont regroupés en événements de fraude concernant les entreprises ayant déjà été cotées sur le S&P500 au courant de leur histoire. Ainsi, nous avons le traitement médiatique complet en provenance de ce quotidien pour les différents cas de fraude. Pour chaque événement nous connaissons les entreprises frauduleuses et victimes. L'effet de contagion est mesuré à la suite de l'identification d'une entreprise dite jumelle à celle impliquée dans l'événement étudié. Cette identification est effectuée à l'aide de la liste d'entreprise incluse dans la cote SIC à 4 chiffres en date de 2016 de l'entreprise impliquée dans l'événement pour ensuite conserver celle qui avait l'actif total le plus près de cette dernière lors de l'année précédant la première annonce de fraude au *Wall Street Journal*. À noter que l'entreprise identifiée comme étant jumelle ne doit pas avoir été impliquée dans l'événement de fraude.

Objectif 1 : Évaluation de l'effet sur le risque systématique des événements de fraudes en entreprise parues dans le *Wall Street Journal* sur l'entreprise jumelle à celle impliquée dans l'événement. Le présent objectif vise à évaluer si le risque systématique de l'entreprise est affecté pendant et/ou après que l'événement frauduleux soit traité dans le *Wall Street Journal*. Ainsi, nous apportons aux articles mentionnés dans la littérature une compréhension supplémentaire de l'impact sur le risque à la suite d'une fraude.

¹ Voir à la page 72 pour une description détaillée de la base de données.

Objectif 2 : Évaluation de l'effet de contagion sur le risque boursier systématique des évènements de fraudes en entreprise parues dans le *Wall Street Journal*

Selon notre connaissance, l'effet de contagion à la suite d'une irrégularité financière ne fut jamais étudié par le passé. Le présent objectif vise à évaluer s'il y a présence de contagion du risque systématique de l'entreprise impliquée dans le scandale à son entreprise jumelle pendant et(ou) après que l'événement frauduleux soit traité dans le *Wall Street Journal*. Ainsi, nous apportons aux articles mentionnés dans la littérature une meilleure compréhension du phénomène de contagion suite à une fraude.

Objectif 3 : Évaluation de la variation du risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée et de l'effet de contagion sur le risque boursier systématique des évènements de fraudes en entreprise parues dans le *Wall Street Journal* en fonction des différents types de fraudes.

En utilisant la classification proposée par l'ACFE, nous avons obtenu 12 différentes catégories de fraudes (voir tableau 8). Nous déterminons si l'effet de contagion du risque est différent en fonction de ces catégories, et ce, pendant et(ou) après l'événement. Ceci nous permet de faire suite aux études de Davidson et Worrell (1988), Davidson, Worrell et Lee (1994), Long et Rao (1995), Baucus et Baucus (1997) où une division en fonctions des catégories de fraude permet de détecter des irrégularités au niveau des rendements et du risque du fraudeur.

Objectif 4 : Évaluation de la variation du risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée et de l'effet de contagion sur le risque boursier systématique des évènements de fraudes en entreprise parues dans le *Wall Street Journal* en fonction du type de victime.

La base de données nous permet également d'analyser si la nature des victimes de l'illégalité a une influence au niveau de la contagion du risque. La division utilisée est la

même que celle de Cloninger et Waller (2000) (voir tableau 8) où il est identifié que lorsque le gouvernement est la victime, l'impact sur la valeur de la firme est plus important. Nous étudions entre autres, si la contagion du risque est différente si le gouvernement est la victime comparativement aux autres catégories de victimes répertoriées, et ce pendant et(ou) après l'événement.

Objectif 5 : Évaluation de la variation du risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée et de l'effet de contagion sur le risque boursier systématique des événements de fraudes en entreprise parues dans le *Wall Street Journal* en fonction de la finalité juridique.

Tout dépendamment du jugement de la cour, l'effet sur le risque peut varier. Tel que présenté, un ajustement graduel des prix en fonction du jugement de la cour a lieu, et ce au fur et à mesure que des indices permettent de prédire le jugement (Cloninger, Skantz et Strickland 1987) (voir tableau 8). Il est donc intéressant d'analyser la contagion du risque pendant que l'événement a lieu et après qu'il soit terminé pour identifier si un effet perdure.

Objectif 6 : Explication de la variation du risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée et de l'effet de contagion sur le risque boursier systématique des événements de fraudes en entreprise parue dans le *Wall Street Journal* en fonction du traitement médiatique du *Wall Street Journal*.

Il est mentionné très fréquemment dans la littérature sur l'effet médiatique que le *Wall Street Journal* est la source utilisée pour identifier divers éléments en lien avec les médias. Que ce soit la date d'accusation ou de culpabilité. Nous utilisons ce journal pour identifier des facteurs propres aux événements d'illégalités en entreprise en lien avec ce journal. Ces facteurs sont décrits au tableau 9. Nous ajoutons à la littérature une compréhension des mécanismes médiatiques amenant un effet de contagion.

Tableau 8. Les types de classification des événements de fraude utilisée dans le cadre de ce mémoire

Dans le cadre de ce mémoire, nous catégorisons les événements de fraude selon trois groupements. Premièrement, le type de fraude, le type de victime et la finalité juridique. Nous avons dans ce tableau le détail de ces classifications.		
Type de fraude	Type de victime	Finalité juridique
-Corruption	-Entreprise	-Pas de suivi juridique ou pas d'accusation
-Manipulation des états financier	-Gouvernement	-Accusation
-Détournement de fonds	-Clients	-Entente hors cours
-Vendeurs malhonnêtes	-Employés	-Verdict d'acquittement
-Clients malhonnêtes	-Fournisseurs	-Verdict de culpabilité
-Piratage	-Franchisés	
-Vol d'information	-Société	
-Fraude d'impôt		
-Fraude de faillite		
-Fraude d'assurance		
-Fraude de soin de santé		
-Fraude au niveau des prêts		
-Autres		

Tableau 9. Liste de facteurs médiatiques utilisés dans le cadre de ce mémoire pour chaque événement d'irrégularité financière

Liste et descriptions des facteurs médiatiques utilisés dans le cadre de ce mémoire permettant d'analyser si ces facteurs ont une valeur explicative sur la variation du risque systématique de l'entreprise impliquée dans l'événement et l'effet de contagion vers l'entreprise jumelle	
Facteurs	Description
-À la une du journal	Nombre d'articles à la page frontispice du journal sur le nombre d'articles total de l'évènement
-Nombre de mots	Somme du nombre mots de chaque article concernant l'évènement
-Nombre d'articles	Nombre d'articles traitants du même évènement
-Durée	Différence entre le dernier et le premier article d'un évènement

4. Méthodologie

Dans le but d'atteindre les objectifs précédents, nous effectuons l'analyse en deux étapes. Premièrement nous nous concentrons sur l'effet sur le risque systématique pour ensuite terminer avec une analyse en coupe transversale pour expliquer l'effet médiatique.

4.1. Effet sur le risque systématique

Nous analysons l'effet sur le risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée dans l'événement. Le risque systématique est le risque compensé par le marché sous forme de primes. Nous utilisons une régression temporelle des rendements de l'entreprise jumelle à celle impliquée dans l'événement. $\beta_{rm,i}$ est le coefficient bêta qui indique la mesure du risque systématique. Les six facteurs de risque utilisés sont tirés de Fama et French (2015) soit $R_{Mt} - R_{Ft}$, SMB_t , HML_t , RMW_t et CMA_t et nous ajoutons le facteur *momentum* de Carhartt (1997) $PR1YR_t$. Les paramètres (β) s'y rattachant captent l'effet respectif. De plus, nous utilisons le Bêta conditionnel tel que (Ferson *et al.* 1996). Ainsi nous obtenons l'équation (49).

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{rm,i}(Z_{n,t-1}; C_{i,t}; PC_{i,t}; R_{fi,t}) * (R_{Mt} - R_{Ft}) + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{RMW,i}RMW_t + \beta_{CMA,i}CMA_t + \beta_{PR1YR,i}PR1YR_t + \beta_{JAN,i}JAN_t + \beta_{WKD,i}WKD_t + e_{i,t} \quad (49)$$

L'ordonnée à l'origine de la série chronologique (49) est donnée par α_i . $R_{i,t}$ est le rendement excédentaire de l'entreprise jumelle soit un vecteur de rendement excédentaire de l'entreprise jumelle i de celle fraudée au temps t représentant la différence entre le rendement de cette dernière moins le rendement des bons du trésor américain 30 jours. L'échantillon des rendements utilisés seront les 500 précédents le

début de l'événement, ceux pendant l'événement et les 500 suivant l'événement. Les coefficients β_i mesurent l'exposition du titre i aux facteurs de risque et aux rendements du fraudeur (victime). R_{Mt} est obtenu par un portefeuille valeur pondéré du marché au temps t de l'indice NYSE et R_{Ft} le rendement des bons du trésor 1 mois en provenance de « Ibborson and Associates, Inc. ». $e_{i,t}$ est un vecteur des résidus.

Nous introduisons l'expression $\beta_{rm,i}(Z_{n,t-1}; C_{i,t}; PC_{i,t})$ pour mesurer la sensibilité de l'entreprise jumelle à l'événement i au risque du marché. Ainsi, nous conditionnons l'équation (50) de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \beta_{rm,i}(Z_{t-1}; C_{i,t}; PC_{i,t}; R_{fi,t}) = & b_0 + \eta_{C,i}C_{i,t} + \eta_{PC,i}PC_{i,t} + \beta_{1,i}(R_{fi,t} * C_{i,t}) + \\ & \beta_{2,i}(R_{fi,t-1} * C_{i,t}) + \beta_{3,i}(R_{fi,t-2} * C_{i,t}) + \beta_{4,i}(R_{fi,t} * PC_{i,t}) + \beta_{5,i}(R_{fi,t-1} * PC_{i,t}) + \\ & \beta_{6,i}(R_{fi,t-2} * PC_{i,t}) + \sum_n^N \beta_{n,i} * Z_{n,t-1} \quad (50) \end{aligned}$$

À partir de 49 et 50, il est possible de déduire l'équation (51) :

$$\begin{aligned} R_{i,t} = & \alpha_i + b_0 * (R_{Mt} - R_{Ft}) + \eta_{C,i}C_{i,t} * (R_{Mt} - R_{Ft}) + \eta_{PC,i}PC_{i,t} * (R_{Mt} - R_{Ft}) + \\ & \beta_{1,i}(R_{fi,t} * C_{i,t}) * (R_{Mt} - R_{Ft}) + \beta_{2,i}(R_{fi,t-1} * C_{i,t}) * (R_{Mt} - R_{Ft}) + \beta_{3,i}(R_{fi,t-2} * C_{i,t}) * \\ & (R_{Mt} - R_{Ft}) + \beta_{4,i}(R_{fi,t} * PC_{i,t}) * (R_{Mt} - R_{Ft}) + \beta_{5,i}(R_{fi,t-1} * PC_{i,t}) * (R_{Mt} - R_{Ft}) + \\ & \beta_{6,i}(R_{fi,t-2} * PC_{i,t}) * (R_{Mt} - R_{Ft}) + \sum_n^N \beta_{n,i} * Z_{n,t-1} * (R_{Mt} - R_{Ft}) + \beta_{SMB,i}SMB_t + \\ & \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{RMW,i}RMW_t + \beta_{CMA,i}CMA_t + \beta_{PR1YR,i}PR1YR_t + \beta_{JAN,i}JAN_t + \\ & \beta_{WKD,i}WKD_t + e_{i,t} \quad (51) \end{aligned}$$

$C_{i,t}$ et $PC_{i,t}$ sont deux variables binaires s'activant respectivement pendant et après l'événement. Ainsi, les coefficients $\eta_{C,i}$, $\eta_{PC,i}$, captent l'effet de variation du risque systématique. De plus, conditionnons la prime de marché en fonction d'un vecteur $Z_{i,t-k}$

représentant les anomalies rapportées par Ferson et Schadt (1996) expliquant le risque (tableau 10). Les rendements du fraudeur (victime) au temps t sont représentés par $R_{fi,t}$. Nous pouvons donc ensuite analyser l'effet de contagion du rendement capté par les coefficients $\beta_{x,i}$ pour x : 1 à 6, tout en évitant les biais énumérés par Forbes et Rigobon (2002). Les vecteurs $C_{i,t}$ et $PC_{i,t}$ nous donnent une précision à savoir si l'effet pendant et après l'événement.

Tableau 10. Facteurs, variables instrumentales et variable de contrôle utilisée dans le cadre de ce mémoire

En fonction de la disponibilité des données par l'ensemble de la période couverte par les régressions, voici la liste des facteurs, variables instrumentales et variables de contrôle retenus dans la cadre de l'analyse de variation du risque de contagion de ce mémoire		
Facteurs	Source	Description
SMB	Site web M. Kenneth French	Différence de la moyenne des rendements entre des portefeuilles à capitalisation faible et des portefeuilles à capitalisation élevée
HML	Site web M. Kenneth French	Moyenne des rendements entre des portefeuilles avec une valeur aux livres élevée par rapport à la valeur au marché moins ceux avec une valeur aux livres faible par rapport au marché
RMW	Site web M. Kenneth French	Différence entre les rendements d'entreprises avec une profitabilité opérationnelle élevée (robuste) et faible (fragile)
CMA	Site web M. Kenneth French	Différence entre un portefeuille diversifié de firme avec peu et beaucoup d'investissement (conservatrices et agressives)
PR1YR	Site web M. Kenneth French	Rendement portefeuille répliquant l'effet du momentum
Variables instrumentales	Source	Description

Taux d'intérêt à court terme	Site web M. Kenneth French	Taux de rendement à l'échéance bons du Trésor 30 jours
Volatilité du taux d'intérêt	Federal reserve	Écart-type dans le dernier mois des bons du trésor 90 jours
Concavité de la structure à terme	Federal reserve	Degré de concavité de la courbe de la structure à terme
Pente de la structure à terme	Federal Reserve	L'écart de taux mensuels entre les bons du trésor 10 ans et 3 mois
Prime de défaut	Moody	Écart entre les taux Corporatifs Baa et Aaa
Illiquidité du marché	St-louis fed	Taux des papiers commerciaux AA de 3 mois moins le taux des fonds fédéraux
Volatilité du marché boursier	Bloomberg	Écart-type des rendements quotidiens du S&P 500
Variable de contrôle	Source	Description
Effet janvier	N/A	Variable muette pour le mois de janvier

4.2. Analyse en coupe transversale

Par la suite, nous intégrons les différents facteurs médiatiques. Ceci nous permet d'identifier les mécanismes affectant le risque systématique des entreprises jumelles et également sur l'effet de contagion.

4.2.1. Analyse sur le risque systématique

Il est important de noter que nous introduisons un facteur médiatique propre à chaque événement où la valeur est obtenue en fonction de quatre vecteurs soit, le nombre de

mots total (y_m), le nombre d'articles (y_a), le nombre d'articles à la une du journal (y_u) et la durée totale de l'événement (y_d). Ces facteurs médiatiques sont décrits au tableau 9.

En utilisant la base de données totale, nous utilisons l'ensemble des facteurs médiatiques mentionnés plus haut pour en arriver à ce que pour chaque facteur, la valeur minimum soit de 0 et la valeur maximum soit de 5 et toutes les autres sont ajustées linéairement en conservant les mêmes proportions. Ainsi, (L) représente l'aire d'un quadrilatère pour un événement donné i peut être calculée de la façon suivante pour chaque événement i :

$$L_i = \frac{y_{m,i} * y_{a,i}}{2} + \frac{y_{a,i} * y_{u,i}}{2} + \frac{y_{u,i} * y_{d,i}}{2} + \frac{y_{d,i} * y_{m,i}}{2} \quad (52)$$

$$\eta_{C,i} = \gamma_C + \beta_{mc}y_{m,i} + \beta_{ac}y_{a,i} + \beta_{uc}y_{u,i} + \beta_{dc}y_{d,i} + \mu_i \quad (53)$$

$$\eta_{PC,i} = \gamma_{PC} + \beta_{mpc}y_{m,i} + \beta_{apc}y_{a,i} + \beta_{upc}y_{u,i} + \beta_{dpc}y_{d,i} + \mu_i \quad (54)$$

Les équations (53) à (54) nous permettent d'identifier respectivement pendant et après l'événement quels facteurs médiatiques expliquent les variations du risque systématique des titres impliquées dans l'irrégularité financière. Pendant l'événement les coefficients sont les suivants, le nombre de mots total (β_{mc}), le nombre d'articles (β_{ac}), le nombre d'articles à la une du journal (β_{uc}) et la durée totale de l'événement (β_{dc}). Après l'événement les coefficients sont les suivants, le nombre de mots total (β_{mpc}), le nombre d'articles (β_{apc}), le nombre d'articles à la une du journal (β_{upc}) et la durée totale de l'événement (β_{dpc}). Pour chaque événement i régressés selon les vecteurs de bêtas de l'équation (51) $\eta_{C,i}$ le risque systématique pendant l'événement de l'entreprise jumelle et $\eta_{PC,i}$ le risque systématique après l'événement de l'entreprise jumelle. Pour ces deux régressions, γ_C et γ_{PC} sont les deux interceptes.

$$n_{c,i} = \alpha_c + \beta_{lc}L_i + \mu_i \quad (55)$$

$$n_{pc,i} = \alpha_{pc} + \beta_{lpc}L_i + \mu_i \quad (56)$$

Également, nous voulons mesurer si les variations de risque systématique peuvent être expliquées par l'aire du losange (L) tel qu'expliqué par l'équation (52). Pour ces régressions sont effectuée sur les vecteurs de bêtas obtenus à l'équation (51) expliquée plus haut, l'intercepte est donné par α et le coefficient β_{lc} nous informe du niveau explicatif du losange L pendant l'événement et le coefficient β_{lpc} nous informe du niveau explicatif du losange L après l'événement.

4.2.2. Analyse sur l'effet de contagion

Un autre axe d'analyse supplémentaire proposé par ce mémoire est l'analyse sur le risque de contagion. L'analyse s'effectue en utilisant les mêmes facteurs que ceux pour l'analyse sur le risque systématique. Cependant, ces derniers sont régressés sur les vecteurs des coefficients $\beta_{x,i}$ pour x : 1 à 6 tels que défini à l'équation (51). Ainsi, nous allons identifier pour avant et (après) l'événement si les variables médiatiques expliquent l'effet de contagion. Les équations 57 à 62 sont ainsi construites :

$$\beta_{1,i} = \gamma_1 + \beta_{m1}y_{m,i} + \beta_{a1}y_{a,i} + \beta_{u1}y_{u,i} + \beta_{d1}y_{d,i} + \mu_i \quad (57)$$

$$\beta_{2,i} = \gamma_2 + \beta_{m2}y_{m,i} + \beta_{a2}y_{a,i} + \beta_{u2}y_{u,i} + \beta_{d2}y_{d,i} + \mu_i \quad (58)$$

$$\beta_{3,i} = \gamma_3 + \beta_{m3}y_{m,i} + \beta_{a3}y_{a,i} + \beta_{u3}y_{u,i} + \beta_{d3}y_{d,i} + \mu_i \quad (59)$$

$$\beta_{4,i} = \gamma_C + \beta_{m4}y_{m,i} + \beta_{a4}y_{a,i} + \beta_{u4}y_{u,i} + \beta_{d4}y_{d,i} + \mu_i \quad (60)$$

$$\beta_{5,i} = \gamma_5 + \beta_{m5}y_{m,i} + \beta_{a5}y_{a,i} + \beta_{u5}y_{u,i} + \beta_{d5}y_{d,i} + \mu_i \quad (61)$$

$$\beta_{6,i} = \gamma_6 + \beta_{m6}y_{m,i} + \beta_{a6}y_{a,i} + \beta_{u6}y_{u,i} + \beta_{d6}y_{d,i} + \mu_i \quad (62)$$

$$\beta_{1,i} = \alpha_1 + \beta_{l1}L_i + \mu_i \quad (63)$$

$$\beta_{2,i} = \alpha_2 + \beta_{l2}L_i + \mu_i \quad (64)$$

$$\beta_{3,i} = \alpha_3 + \beta_{l3}L_i + \mu_i \quad (65)$$

$$\beta_{4,i} = \alpha_4 + \beta_{l4}L_i + \mu_i \quad (66)$$

$$\beta_{5,i} = \alpha_5 + \beta_{l5}L_i + \mu_i \quad (67)$$

$$\beta_{6,i} = \alpha_6 + \beta_{l6}L_i + \mu_i \quad (68)$$

Pour ce qui est de l'effet pendant l'événement, pour $x : 1$ à 6 , les interceptes sont γ_x et les coefficients permettant d'expliquer l'effet médiatique sur l'effet de contagion sont, le nombre de mots total (β_{mx}), le nombre d'articles (β_{ax}), le nombre d'articles à la une du journal (β_{ux}) et la durée totale de l'événement (β_{dx}) pour chaque événement i . Également, nous voulons mesurer si l'effet contagion peut être expliqué par l'aire du losange L tel que formé par l'équation (52). Pour cette analyse, nous utilisons les régressions (63) à (68) où le l'intercepte est donné par α et le coefficient β_{lx} nous informe du niveau explicatif du losange L . Nous considérant que $x = 1, 2$ et 3 représentent respectivement l'effet de contagion sur le risque systématique de l'entreprise jumelle à $t, t-1$ et $t-2$. Quant-à-elle, l'effet sur le risque suivant l'événement nous est donn. Par $x = 4, 5$ et 6 . Notons

que 4, 5 et 6 représentent respectivement le rendement de l'entreprise fraudée à t , $t-1$ et $t-2$.

5. Hypothèses

À la suite de l'identification de nos objectifs et l'élaboration de la méthodologie, nous identifions les hypothèses sont formulées afin de réaliser l'ensemble de nos objectifs. Ainsi, nous avons les hypothèses 1 à 4 respectivement présentés ci-dessous.

Hypothèse 1 : À la suite de l'annonce d'une irrégularité financière, il y a un changement significatif dans le risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée dans l'irrégularité financière.

Hypothèse (1a) : Le risque systématique de l'entreprise jumelle est différent pendant l'événement de fraude.

- i) $\eta_{C,i}$ est différent de 0

Hypothèse (1b) : Le risque total de l'entreprise jumelle est différent après l'événement de fraude.

- i) $\eta_{PC,i}$ est différent de 0.

Hypothèse 2 : La variation du risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée dans l'irrégularité financière est expliquée par des facteurs médiatiques et par les caractéristiques de la fraude.

Hypothèse (2a) : La variation du risque systématique de l'entreprise jumelle pendant l'événement est expliquée par les facteurs médiatiques soit, le nombre de mots total

(β_{mc}), le nombre d'articles (β_{ac}), le nombre d'articles à la une du journal (β_{uc}) et la durée totale de l'événement (β_{dc}).

- i) β_{mc} est différent de 0;
- ii) β_{ac} est différent de 0;
- iii) β_{uc} est différent de 0;
- iv) β_{dc} est différent de 0;

Hypothèse (2b) : La variation du risque systématique de l'entreprise jumelle après l'événement est expliquée par les facteurs médiatiques soit, le nombre de mots total (β_{mc}), le nombre d'articles (β_{ac}), le nombre d'articles à la une du journal (β_{uc}) et la durée totale de l'événement (β_{dc}).

- i) β_{mpc} est différent de 0;
- ii) β_{acp} est différent de 0;
- iii) β_{upc} est différent de 0;
- iv) β_{dpc} est différent de 0;

Hypothèse 3 : À la suite de l'annonce d'une irrégularité financière, il y a un effet de contagion significatif de l'entreprise impliquée dans l'événement vers l'entreprise jumelle.

Hypothèse (3a) : Il y a présence d'un effet de contagion de l'entreprise fraudée vers l'entreprise jumelle pendant l'événement au temps t, t-1 et t-2.

- i) β_1 est différent de 0;
- ii) β_2 est différent de 0;
- iii) β_3 est différent de 0;

Hypothèse (3b) : Il y a présence d'un effet de contagion de l'entreprise fraudée vers l'entreprise jumelle après l'événement au temps t, t-1 et t-2.

- i) β_4 est différent de 0;
- ii) β_5 est différent de 0;
- iii) β_6 est différent de 0;

Hypothèse 4 : L'effet de contagion est expliqué par des facteurs médiatiques et par les caractéristiques de la fraude.

Hypothèse (4a) : L'effet de contagion entre l'entreprise impliquée dans l'événement et l'entreprise jumelle pendant l'événement est expliqué par les facteurs médiatiques soit, le nombre de mots total (β_{mc}), le nombre d'articles (β_{ac}), le nombre d'articles à la une du journal (β_{uc}) et la durée totale de l'événement (β_{dc}) et ce, au temps t, t-1 et t-2.

- i) β_{m1} est différent de 0;
- ii) β_{m2} est différent de 0;
- iii) β_{m3} est différent de 0;
- iv) β_{a1} est différent de 0;
- v) β_{a2} est différent de 0;
- vi) β_{a3} est différent de 0;
- vii) β_{u1} est différent de 0;
- viii) β_{u2} est différent de 0;
- ix) β_{u3} est différent de 0;
- x) β_{d1} est différent de 0;
- xi) β_{d2} est différent de 0;
- xii) β_{d3} est différent de 0;

Hypothèse (4b) : L'effet de contagion entre l'entreprise impliquée dans l'événement et l'entreprise jumelle après l'événement est expliqué par les facteurs médiatiques soit, le nombre de mots total (β_{mc}), le nombre d'articles (β_{ac}), le nombre d'articles à la une du journal (β_{uc}) et la durée totale de l'événement (β_{dc}) et ce, au temps t , $t-1$ et $t-2$.

- i) β_{m4} est différent de 0;
- ii) β_{m5} est différent de 0;
- iii) β_{m6} est différent de 0;
- iv) β_{a4} est différent de 0;
- v) β_{a5} est différent de 0;
- vi) β_{a6} est différent de 0;
- vii) β_{u4} est différent de 0;
- viii) β_{u5} est différent de 0;
- ix) β_{u6} est différent de 0;
- x) β_{d4} est différent de 0;
- xi) β_{d5} est différent de 0;
- xii) β_{d6} est différent de 0;

6. Statistique

En dernier lieu, pour identifier la significativité statistique des paramètres, nous utilisons la statistique t associée au coefficient des variables d'intérêt. En prenant exemple sur la régression du risque de l'entreprise jumelle pendant l'événement,

$$t_{stats} = \frac{\bar{\beta}}{\sigma_{\beta} / \sqrt{T}} \quad (69)$$

À un seuil de significativité α , les facteurs β statistiquement différents de zéro s'avèrent affirmer que la variable en lien avec ce facteur est un canal de transmission du risque de l'entreprise jumelle.

7. Description des données

La base de données utilisée est construite à partir de la banque de données de la bibliothèque de l'université de Sherbrooke. L'objectif est d'obtenir les articles concernant les fraudes corporatives parues dans le *Wall Street Journal* pour une période allant de 1984 à 2014. Pour ce faire, en premier lieu un filtre est effectué à l'intérieur de la base de données de l'université pour obtenir uniquement les articles provenant du *Wall Street Journal*. Par la suite, pour être retenu, il faut que l'article contienne les mots « fraud » ou « crime » ou « scandal ». Nous avons également choisi d'exclure les articles contenant les mots congress, senate, election, terrorism, death, murder, iran, afghanistan, army, military, assault, rape, drug, weapon, gun ou north korea. Par la suite, chaque article fut analysé pour identifier s'il était pertinent. Si ce n'était pas le cas, l'article est exclu de la base de données. Cette analyse permet également de coter la pertinence de l'article².

En deuxième étape, une lecture individuelle de chacun des articles de cette base de données est effectuée pour en obtenir le nom des fraudeurs et des victimes impliquées, leurs cotes NAICS et SIC, leurs symboles boursiers, le nombre de mots de l'article, est-ce que l'article est à la une du journal. À la lumière de ces 12 000 articles, nous avons également identifié si plusieurs nouvelles concernent une même fraude, le cas échéant un regroupement est effectué sous un même numéro d'événement.

²Légende: Une cote de 1 est reliée à un article hautement pertinent. Le premier article d'un crime financier ou d'un scandale possède cette cote habituellement. Une nouvelle de haute importance, mais qui n'est pas la première nouvelle peut également posséder une cote de 1. Une cote de 2 est un article pertinent qui peut être de grandes nouvelles reliées à des décisions judiciaires (lecture des actes d'accusation, plaidoyer de culpabilité ou de non-culpabilité, verdict du juge, saisie des actifs du défendant en attendant le verdict ou tout autre événement qui affecte notablement le déroulement du procès). Une nouvelle qui suit la première annonce et qui lui ajoute de l'information a généralement une cote de 2. Une cote de 3 est généralement une nouvelle qui est peu pertinente ou qui n'est pas pertinente. Ce sont des articles très accessoires à l'événement. Il se peut que la base de données contienne des articles non pertinents. Les articles ayant une cote de 3 sont souvent des articles très longs. La lecture du titre, du résumé de l'article, des premières lignes de l'article et des mots-clés de l'article ont pu amener un verdict tout de même peu clair sur la pertinence. Dans ce cas, je gardais l'article avec une cote de 3 dans la base de données pour ne pas perdre trop de temps sur un seul article.

En troisième étape, nous avons utilisé trois types de classification pour identifier les différents événements d'illégalité. La première classification est celle proposée par l'ACFE, soit corruption, manipulation d'états financiers, détournement de fonds, vendeurs malhonnêtes, clients malhonnêtes, piratage, vol d'information, fraude d'impôt, fraude de faillite, fraude d'assurance, fraude de soin de santé, fraude au niveau des prêts ou autres. La deuxième classification est davantage en lien avec le type de victime rencontré lors de l'événement c'est-à-dire, entreprise, gouvernement, clients, employés, fournisseurs, franchisé et société. Troisièmement, nous voulons bien identifier le type de finalité juridique obtenu pour un même événement soit, suivi ou pas de suivi juridique, accusation, entente hors cours, verdict d'acquittement, verdict de culpabilité. Il est important de noter que la totalité de l'information utilisée provient du *Wall Street Journal*. Si de l'information concernant une fraude ne se retrouve pas dans les articles du quotidien, elle ne se retrouvera pas dans la base de données, que ce soit en lien avec la finalité juridique, une compagnie frauduleuse, etc. De plus, parmi les 12000 articles retenus initialement, nous avons obtenu un total de 5500 nouvelles concernaient des entreprises cotées à la bourse américaine.

Un événement est défini par l'ensemble des nouvelles concernant une compagnie pour la même illégalité. Cette façon de procéder nous permet de diviser cette dernière en quatre catégories soit la durée, la quantité, la qualité et le nombre de mots. La durée sera définie par le nombre de temps séparant la première nouvelle rapportée et la dernière identifiée et la quantité est identifiée par le nombre de nouvelles pour un même événement. Quant-à-t-elle, la qualité de la nouvelle est définie par le ratio de nombres de nouvelles à une du journal sur le nombre de nouvelles totales et finalement le nombre de mots est obtenu par le total de mots répertorié pour l'ensemble des articles d'une nouvelle. Les prix des titres concernés sont obtenus à l'aide de Bloomberg et seulement les événements concernant les entreprises ayant déjà été cotées au S&P 500 sont retenus dans le cadre de ce mémoire.

Finalement, notons que les 12 000 articles répertoriés nous ont permis d'obtenir 941 événements différents.

Nous avons éliminé les articles qui datent avant 1990, car nous avons des difficultés à obtenir des entreprises jumelles. La recherche de comparable par secteur à l'aide de cote SIC sur Bloomberg nous permet seulement de voir les groupements en date du jour. Retourner trop longtemps dans le passé enlève trop de crédibilité au comparable et souvent il n'en existait pas. Cette procédure a eu pour effet d'éliminer 112 événements. Lors de la recherche de données, nous avons des contraintes de données à respecter soit, avoir des prix pour toute la durée de l'événement deux ans avant la première nouvelle d'un événement et deux ans après la dernière nouvelle de l'événement et ce, pour l'entreprise concernée et l'entreprise jumelle. Résultats sans éliminer les événements avant 1990. Ceci a eu pour effet d'éliminer 157 événements. Finalement, nous avons éliminé les événements où la durée était moins de 300 jours. Ceci nous permet de nous concentrer sur les événements où nous avons un nombre significatif d'observations dans un contexte d'effet contagion. Ceci a eu pour effet d'éliminer 532 événements en laissant 94 à analyser. Nous pouvons voir au tableau O les statistiques reliées à la classification des événements utilisée pour les analyses proposées.

Tableau 11. Statistiques d'exclusions des événements répertoriés de la base de données de nouvelles de fraudes

<p>Ce tableau nous indique les statistiques d'exclusions des événements répertoriés de la base de données de nouvelles de fraudes en fonctions de chacune des règles. La base de données totale contient 941 événements. De ce total nous excluons 1) Les événements où nous avons un manque de données en considérant que nous avons besoin des rendements pendant l'événement et 500 jours avant et après l'événement pour l'entreprise impliquée dans l'événement et l'entreprise jumelle. 2) Nous excluons également les événements débutants avant 1990. 3) Nous excluons aussi les événements où la durée est moindre de 300 jours. Notons que la durée nous est donnée par le nombre de jours entre la date de parution de la première nouvelle et la dernière nouvelle sur l'événement de fraude.</p> <p>Ainsi, nous obtenons le nombre final d'événements analysés dans le cadre de ce mémoire.</p>							
Événements totaux	Manque de données avant la première nouvelle		Manque de données après la première nouvelle		Événement débutant avant 1990	Durée moindre de 300 jours	Événements analysés
	Entreprise impliquée	Entreprise jumelle	Entreprise impliquée	Entreprise jumelle			
941	57	52	48	0	112	532	94

8. Résultats empiriques

Les résultats empiriques sont présentés à la section 7.1. Le détail des résultats obtenus est présenté aux sections 7.2 à 7.3 permettant de répondre aux hypothèses proposées à la section 5.

8.1. Statistique des variables

Les tableaux 11 à 18 nous fournissent une vue globale sur les variables utilisées dans le cadre de cette recherche. En premier lieu, nous notons la distribution de l'échantillon retenu à la suite des exclusions identifiées à la section 6. L'échantillon est divisé en fonction du type de fraude, du type de victime et du type de finalité juridique. Nous pouvons voir que pour le type de fraude, une majorité des événements se retrouvent dans la catégorie « corruption » avec 46% des événements suivie par « manipulation d'états financiers » avec 18%. De plus, nous comptons au maximum 7% des événements au maximum pour chacun des autres types de fraudes et nous n'avons aucun événement pour les fraudes de faillite et les fraudes au niveau des prêts. En ce qui concerne le type de victime, nous avons une concentration des événements où les victimes furent les entreprises (31%), la société (28%), les clients (21%) et le gouvernement (10%). Nous avons très peu de cas où les employés (1%), les fournisseurs (1%) et les franchisés (0%) furent impliqués. En ce qui concerne le suivi juridique, un verdict d'accusation est la fréquence la plus élevée (47%) et la moins élevée est un verdict d'acquittement (4%). Les autres types de suivi juridique se retrouvent avec une fréquence entre 21% et 10% des événements.

En analysant les croisements entre les différentes catégories de fraudes, nous notons que les paires avec le plus grand nombre d'événements sont la corruption avec un verdict d'accusation (23%), une entreprise est la victime et le verdict est une accusation (18%) et de la corruption et la victime est une entreprise (16%). Les autres croisements

surviennent tous pour moins de 15% des événements. Par contre, considérant la concentration élevée déjà soulignée plus haut, nous remarquons le même effet au niveau des paires d'événements où les concentrations dans catégories se répètent relativement de la même façon.

Par la suite, nous analysons l'ensemble des variables utilisées. En premier lieu, une variable de contrôle binaire JAN s'activant pour capter tous les jours du mois de janvier. En deuxième lieu, les facteurs de risque de marché et les variables instrumentales où les moyennes sont toutes près de 0 et les écarts-types entre 0 et 2. Nous utilisons l'asymétrie et l'épaisseur pour examiner la distribution de ces variables. Rappelons qu'une distribution normale aurait une asymétrie de 0 et une épaisseur de 3. Premièrement, nous analysons les 6 facteurs utilisés. Nous constatons que quatre d'entre eux ont une asymétrie négative contre 2 positive et que 4 d'entre eux voient leur épaisseur plus faible que 3. Deuxièmement, au niveau des variables instrumentales, nous constatons qu'uniquement l'illiquidité a une asymétrie positive et que l'épaisseur est supérieure à 3 pour l'ensemble de ces dernières. Les variables RFdiff, la volatilité des taux et l'illiquidité de marché ayant une épaisseur supérieure à 25 ce qui est nettement plus élevé qu'une distribution dite normale.

Tableau 12. Statistique des événements selon les catégories de fraude

Ce tableau traite de statistique descriptive des 94 événements retenus dans le cadre des analyses de risque systématique et de l'effet de contagion. La répartition se fait par types de fraudes, type de victime et finalité juridique. En effet, nous avons 13 types de fraudes corruption, manipulation des états-financiers, détournements de fonds, vendeurs malhonnêtes, clients malhonnêtes, piratage, vol d'information, fraude d'impôt, fraude de faillite, fraude d'assurance, fraude de soin de santé, fraude au niveau des prêts, autres. De plus, nous avons 7 types de victime entreprise, gouvernement, client, employés, fournisseurs, franchisé et société. Finalement, nous avons 5 types de suivi juridique pas d'accusation ou de suivi juridique, accusation, entente hors cours, verdict d'acquiescement et verdict de culpabilité. Les pourcentages dans ce tableau représentent la proportion d'une victime de fraude, d'un suivi juridique et d'une finalité juridique répertoriée.		
Catégorie	Nombre	Pourcentage
Type de fraude		
Corruption	43	46%

Manipulation des états financiers	17	18%
Détournement de fonds	6	6%
Vendeurs malhonnêtes	4	4%
Clients malhonnêtes	2	2%
Piratage	3	3%
Vol d'information	6	6%
Fraude d'impôt	3	3%
Fraude de faillite	0	0%
Fraude d'assurance	2	2%
Fraude de soin de santé	1	1%
Fraude au niveau des prêts	0	0%
Autres	7	7%
Type de victime		
Entreprise	35	37%
Gouvernement	9	10%
Client	20	21%
Employés	1	1%
Fournisseurs	1	1%
Franchisé	0	0%
Société	28	30%
Finalité juridique		
Pas d'accusations ou de suivi juridique	17	18%
Accusation	44	47%
Entente hors cours	9	10%
Verdict d'acquittement	4	4%
Verdict de culpabilité	20	21%

Tableau 13. Statistique des événements selon les croisements entre les types de victimes et les types de fraudes

Ce tableau traite de la taille des sous-échantillons par combinaison entre les types de fraudes et les types de victimes de fraude. En effet, chacun des 13 types de fraudes soit, corruption, manipulation des états-financiers, détournements de fonds, vendeurs malhonnêtes, clients malhonnêtes, piratage, vol d'information, fraude d'impôt, fraude de faillite, fraude d'assurance, fraude de soin de santé, fraude au niveau des prêts, autres sont croisés avec les 7 types de victimes soit, entreprise, gouvernement, client, employés, fournisseurs, franchisé et société. Les pourcentages dans ce tableau représentent la proportion d'une victime de fraude répertoriée pour chaque type de fraude.								
Type de fraude	Taille	Type de victime						
		Entreprise	Gouvernement	Clients	Employés	Fournisseurs	Franchisés	Société
Corruption	43	16%	3%	14%	0%	1%	0%	12%
Manipulation des états financiers	17	4%	0%	1%	0%	0%	0%	13%
Détournement de fonds	6	5%	0%	1%	0%	0%	0%	0%
Vendeurs malhonnêtes	4	0%	0%	3%	0%	0%	0%	1%
Clients malhonnêtes	2	2%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Piratage	3	3%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Vol d'information	6	4%	0%	0%	0%	0%	0%	2%
Fraude d'impôt	3	1%	2%	0%	0%	0%	0%	0%
Fraude de faillite	0	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Fraude d'assurance	2	1%	0%	0%	0%	0%	0%	1%
Fraude de soin de santé	1	0%	1%	0%	0%	0%	0%	0%
Fraude au niveau des prêts	0	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Autres	7	0%	3%	2%	1%	0%	0%	1%

Tableau 14. Statistique des événements selon les croisements entre les types de victimes et les types suivis juridiques

Ce tableau traite de la taille des sous-échantillons par combinaison entre les types de victimes et les types de victimes de suivi juridique. En effet, chacun des 7 types de victimes soit, entreprise, gouvernement, client, employés, fournisseurs, franchisé et société sont croisés avec les 5 types de suivi juridique soit, pas d'accusation ou de suivi juridique, accusation, entente hors cours, verdict d'acquiescement et verdict de culpabilité. Les pourcentages dans ce tableau représentent la proportion d'une victime de fraude répertoriée pour chaque type de fraude.						
Type de victime	Taille	Type de suivi juridique				
		Pas de suivi juridique	Accusation	Entente hors cours	Verdict d'acquiescement	Verdict de culpabilité
Entreprise	35	11%	18%	2%	1%	5%
Gouvernement	9	0%	4%	2%	0%	3%
Client	20	3%	13%	2%	2%	1%
Employés	1	0%	0%	0%	0%	1%
Fournisseurs	1	1%	0%	0%	0%	0%
Franchisé	0	0%	0%	0%	0%	0%
Société	28	3%	12%	3%	1%	11%

Tableau 15. Statistique des événements selon les croisements entre les types de fraudes et les types de suivi juridique

Ce tableau traite de la taille des sous-échantillons par combinaison entre les types de fraudes et les types de suivi juridique. En effet, chacun des 13 types de fraudes soit, corruption, manipulation des états-financiers, détournements de fonds, vendeurs malhonnêtes, clients malhonnêtes, piratage, vol d'information, fraude d'impôt, fraude de faillite, fraude d'assurance, fraude de soin de santé, fraude au niveau des prêts, autres sont croisés avec 5 types de suivi juridique soit, pas d'accusation ou de suivi juridique, accusation, entente hors cours, verdict d'acquiescement et verdict de culpabilité. Les pourcentages dans ce tableau représentent la proportion d'une victime de fraude répertoriée pour chaque type de fraude.

Type de fraude	Taille	Type de suivi juridique				
		Pas de suivi juridique	Accusation	Entente hors cours	Verdict d'acquiescement	Verdict de culpabilité
Corruption	43	7%	23%	2%	1%	12%
Manipulation des états financiers	17	3%	7%	4%	2%	1%
Détournement de fonds	6	0%	5%	0%	1%	0%
Vendeurs malhonnêtes	4	0%	3%	1%	0%	0%
Clients malhonnêtes	2	2%	0%	0%	0%	0%
Piratage	3	1%	0%	0%	0%	2%
Vol d'information	6	2%	1%	0%	0%	3%
Fraude d'impôt	3	1%	1%	0%	0%	1%
Fraude de faillite	0	0%	0%	0%	0%	0%
Fraude d'assurance	2	0%	1%	1%	0%	0%
Fraude de soin de santé	1	0%	1%	0%	0%	0%
Fraude au niveau des prêts	0	0%	0%	0%	0%	0%
Autres	7	1%	3%	1%	0%	2%

Tableau 16. Sommaire statistique des variables

<p>Nous observons dans ce tableau les statistiques des variables de trois groupes soit : 1) les facteurs de risque de marché (le rendement de marché (RmRf), les quatre facteurs de Fama-French (HML, SMB, RMW, CMA)) et le facteur de Carhart (PR1YR)); 2) Les variables instrumentales (taux des bons du trésor 90j – taux des bons du trésor 30j (RFdiff)), la volatilité des taux (volatilité taux), la concavité de la structure à terme (Concavité), la pente de la structure à terme (Pente), la prime de défaut des obligations (Prime de défaut), l'illiquidité dans le marché (Illiquidité du marché) et la volatilité des marchés financiers (Volatilité MB)); 3) La variable de contrôle soit l'effet de janvier (JAN). La fenêtre d'estimation de ces variables pour chaque événement est de 500 jours ouvrables avant la première annonce médiatique jusqu'à 500 jours ouvrables après la dernière annonce médiatique. Les résultats montrés dans ce tableau représentent la moyenne en pourcentage de tous les événements-entreprises étudiés (pour les trois premiers groupes de variables).</p>							
	Moyenne (%)	Médiane (%)	Écart-type (%)	Min (%)	Max (%)	Asymétrie	Épaisseur
Facteurs de risque de marché							
RmRf	0,0035	0,0400	1,3217	(6,7200)	5,4300	(0,0145)	1,7298
SMB	0,0649	0,0800	0,6929	(4,3000)	2,8700	(0,3738)	2,6236
HML	0,0397	0,0300	0,7355	(4,1500)	3,7800	0,0673	2,6040
RMW	(0,0056)	(0,0200)	0,8085	(3,0300)	4,5000	0,1040	2,1765
CMA	0,0536	0,0500	0,6529	(5,9300)	2,4200	(0,6235)	5,8644
PR1YR	0,0629	0,0800	1,0603	(7,2100)	5,1300	(0,5715)	4,0758
Variables instrumentales							
RFdiff	0,0013	-	0,0191	(0,1998)	0,2892	2,7543	58,7176
Volatilité taux	0,0025	0,0015	0,1569	(1,3405)	1,8618	1,0113	29,3759
Concavité	(0,0005)	0,0010	0,1384	(0,7545)	0,8085	0,0301	3,0658
Pente	0,0113	-	1,7642	(7,6456)	10,5105	0,2891	4,8338
Prime de défaut	0,0006	-	1,3063	(5,0400)	7,4934	0,2817	3,0896
Illiquidité du marché	0,0115	-	0,3327	(4,1749)	2,5606	(1,1874)	28,1955
Volatilité du MB	0,0003	0,0005	0,0211	(0,1330)	0,1455	0,2529	7,3512
Variable de contrôle							
JAN	0,04260	-	0,27	-	1,00	3,06	7,35

Tableau 17. Sommaire statistique des dimensions des événements selon les différentes catégories de fraude

Ce tableau présente le traitement médiatique des événements retenus dans l'analyse pour chaque sous-échantillon des 13 types de fraudes. Les quatre critères y sont ici analysés (Nombre d'articles, nombre de mots, durée et à la une du journal). Ces dernières sont analysées par rapport au minimum (Min), la médiane, la moyenne E() et le maximum (Max)				
Nombre d'articles				
Type de fraude	Min	Médiane	E()	Max
Corruption	2	6	13	96
Manipulation des états financiers	2	3	5	27
Détournement de fonds	2	7	8	16
Vendeurs malhonnêtes	2	6	7	12
Clients malhonnêtes	2	3	3	3
Piratage	3	4	6	10
Vol d'information	2	3	6	19
Fraude d'impôt	4	4	7	13
Fraude de faillite	0	-	-	0
Fraude d'assurance	2	2	2	2
Fraude de soin de santé	12	12	12	12
Fraude au niveau des prêts	0	-	-	0
Autres	4	5	6	8
Durée de l'événement				
Type de fraude	Min	Médiane	E()	Max
Corruption	307	655	937	3 199
Manipulation des états financiers	423	905	1 052	3 264
Détournement de fonds	313	716	802	1 604
Vendeurs malhonnêtes	339	628	682	1 133
Clients malhonnêtes	672	672	672	672
Piratage	378	476	473	566
Vol d'information	302	445	909	3 109
Fraude d'impôt	788	916	900	996
Fraude de faillite	0	-	-	0
Fraude d'assurance	821	1 097	1 097	1 372
Fraude de soin de santé	790	790	790	790
Fraude au niveau des prêts	0	-	-	0
Autres	560	900	922	1 450
Nombre de mots				
Type de fraude	Min	Médiane	E()	Max

Corruption	524	2 964	8 744	66 735
Manipulation des états financiers	322	1 874	3 080	19 590
Détournement de fonds	634	4 221	5 082	10 934
Vendeurs malhonnêtes	1 072	2 481	3 144	6 540
Clients malhonnêtes	2 456	2 648	2 648	2 840
Piratage	1 411	2 054	2 982	5 482
Vol d'information	300	1 464	4 300	18 089
Fraude d'impôt	995	2 314	3 287	6 552
Fraude de faillite	0	-	-	0
Fraude d'assurance	804	1 107	1 107	1 409
Fraude de soin de santé	5 042	5 042	5 042	5 042
Fraude au niveau des prêts	0	-	-	0
Autres	1 759	2 943	3 351	5 655
Nombre à la une du journal				
Type de fraude	Min	Médiane	E()	Max
Corruption	0	0	0,5	6
Manipulation des états financiers	0	0	0,3	5
Détournement de fonds	0	0	0,0	0
Vendeurs malhonnêtes	0	0	0,0	0
Clients malhonnêtes	0	0	0,0	0
Piratage	0	0	0,3	1
Vol d'information	0	0	0,8	5
Fraude d'impôt	0	0	0,3	1
Fraude de faillite	0	-	-	0
Fraude d'assurance	0	0	0,0	0
Fraude de soin de santé	0	0	0,0	0
Fraude au niveau des prêts	0	-	-	0
Autres	0	0	0,3	1

Tableau 18. Sommaire statistique des dimensions des événements selon les différents types de victimes

Ce tableau présente le traitement médiatique des événements retenus dans l'analyse pour chaque sous-échantillon des 7 types de victimes. Les quatre critères y sont ici analysés (Nombre d'articles, nombre de mots, durée et à la une du journal). Ces dernières sont analysées par rapport au minimum (Min), la médiane, la moyenne E() et le maximum (Max)				
Nombre d'articles				
Type de victime	Min	Médiane	E()	Max
Entreprise	2	5	9	67
Gouvernement	4	5	6	12
Client	2	8	15	96
Employés	4	4	4	4
Fournisseurs	2	2	2	2
Franchisé	0	-	-	0
Société	2	4	6	27
Durée de l'événement				
Type de victime	Min	Médiane	E()	Max
Entreprise	307	666	798	2 503
Gouvernement	434	924	950	1 530
Client	328	1 013	1 054	3 199
Employés	900	900	900	900
Fournisseurs	632	632	632	632
Franchisé	0	-	-	0
Société	302	733	962	3 264
Nombre de mots				
Type de victime	Min	Médiane	E()	Max
Entreprise	300	2 982	6 508	53 324
Gouvernement	995	2 574	3 137	5 655
Client	524	3 633	10 327	66 735
Employés	1 759	1 759	1 759	1 759
Fournisseurs	1 650	1 650	1 650	1 650
Franchisé	0	-	-	0
Société	322	1 874	3 074	19 590
Nombre à la une du journal				
Type de victime	Min	Médiane	E()	Max
Entreprise	0	0	0,5	5
Gouvernement	0	0	0,2	1
Client	0	0	0,5	6

Employés	0	0	0,0	0
Fournisseurs	0	0	0,0	0
Franchisé	0	-	-	0
Société	0	0	0,2	5

Tableau 19. Sommaire statistique des dimensions des événements selon les différents suivis juridiques

Ce tableau présente le traitement médiatique des événements retenus dans l'analyse pour chaque sous-échantillon des 5 types de suivi juridique. Les quatre critères y sont ici analysés (Nombre d'articles, nombre de mots, durée et à la une du journal). Ces dernières sont analysées par rapport au minimum (Min), la médiane, la moyenne E() et le maximum (Max)				
Nombre d'articles				
Suivi juridique	Min	Médiane	E()	Max
Pas d'accusations ou de suivi juridique	2	3	10	96
Accusation	2	5	9	67
Entente hors cours	2	6	5	9
Verdict d'acquittement	3	4	7	16
Verdict de culpabilité	2	4	9	54
Durée de l'événement				
Suivi juridique	Min	Médiane	E()	Max
Pas d'accusations ou de suivi juridique	307	672	799	3 199
Accusation	313	805	910	2 263
Entente hors cours	339	552	626	998
Verdict d'acquittement	619	835	886	1 255
Verdict de culpabilité	302	844	1 163	3 264
Nombre de mots				
Suivi juridique	Min	Médiane	E()	Max
Pas d'accusations ou de suivi juridique	300	2 209	6 955	66 735
Accusation	634	3 437	6 649	53 324
Entente hors cours	518	2 945	2 500	4 195
Verdict d'acquittement	1 017	1 822	3 899	10 934
Verdict de culpabilité	833	2 064	5 157	38 844
Nombre à la une du journal				
Suivi juridique	Min	Médiane	E()	Max
Pas d'accusations ou de suivi juridique	0	0	0,7	6
Accusation	0	0	0,4	5
Entente hors cours	0	0	0,1	1
Verdict d'acquittement	0	0	0,0	0
Verdict de culpabilité	0	0	0,2	1

8.2. Analyse du changement dans le risque systématique

Les changements du risque systématique de l'entreprise similaire à celle impliquée dans la fraude en fonction de la régression (51) nous sont donnés par le tableau 20. En utilisant un seuil de significativité de 5%, nous constatons que pendant l'événement le risque varie significativement respectivement à la hausse et à la baisse dans 38% et 4% des événements. Quant à lui, le risque après l'événement augmente dans 37% des événements et réduit pour 4% de ces derniers. Ces pourcentages d'événements où le risque systématique a varié de façon significative sont suffisants pour que nous constatons que les événements de fraude financière tels que définis dans le cadre de ce mémoire ont un impact sur le risque systématique des entreprises. Cet effet semble être plus prononcé pour une augmentation du risque qu'une diminution, et ce, pendant et après l'événement. Ainsi, nous confirmons les hypothèses (1a) et (1b) et affirmons qu'à la suite de l'annonce d'une irrégularité financière, il y a un changement significatif dans le risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée dans l'événement pendant et après l'événement.

Tableau 20. Changement dans le risque systématique

Ce tableau nous permet d'analyser les variations dans le risque systématique de l'entreprise similaire à celle impliquée dans la fraude pendant (NCI) et après l'événement (NPCI) grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs de ces deux variables. Une variation significative est donnée par un test statistique (t-stat) ≥ 1.96 et ≤ -1.96 sur les coefficients NCI et NPCI de l'équation (51). La période de temps utilisée pour le changement de risque pendant l'événement est le nombre de jours entre le premier et le dernier article recensé sur l'événement et le risque après l'événement est fonction des 500 jours suivant la dernière nouvelle de l'événement.				
t-stat	NCI		NPCI	
	≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96
	38%	4%	37%	4%

Par la suite, dans une perspective de développer notre compréhension de ces variations de risque systématique, nous analysons au tableau 21 cet effet en fonction du type de fraude. L'analyse par type de fraude est à interpréter avec prudence étant donné qu'unique « corruption » s'avère avoir un échantillon de plus de 30. Nous remarquons que pourcentage de cas significatifs est plus élevé dans le cas d'une hausse du risque que dans le cas d'une baisse et ce, pour l'ensemble des types de fraudes à l'exception du type « vendeurs malhonnêtes » où le risque n'a pas varié significativement pendant l'événement. Sommairement, ces résultats par types de fraude sont relativement similaires à ceux de l'échantillon global. Tel que mentionné plus tôt, la « corruption » et la « manipulation d'états financiers » sont les deux types de fraudes avec la fréquence la plus élevée. Pour la corruption, le risque pendant l'événement de fraude augmente dans 37% des cas et réduit dans 2% des cas. Quant au risque après l'événement, il augmente pour 44% des événements et diminue pour 7%. Ensuite, du côté de la manipulation des états financiers, le risque pendant l'événement de fraude augmente dans 35% des événements et réduit pour 6% de ceux-ci. Quant au risque après l'événement, il augmente dans 24% des événements et diminue pour 6% de ces derniers. Notons également que 83% des événements de détournements de fonds ont vu leur risque augmenter pendant l'événement et 17% diminuer. De plus, toutes les entreprises impliquées dans un cas de piratage ont vu leur risque systématique augmenter après l'événement. Cependant, même si les résultats semblent indiquer une variation du risque similaire pour l'ensemble des types de fraudes à l'exception des « fraudes de faillite » (échantillon à 0), « fraude au niveau des prêts » (échantillon à 0) et pour les « vendeurs malhonnêtes » pendant l'événement (aucune variation significative à 5%). Cette conclusion ne peut être tirée étant donné la faible taille des différents sous-échantillons.

Tableau 21. Changement dans le risque systématique par type de fraude

Ce tableau nous permet d'analyser, par sous-échantillon de type de fraude, les variations dans le risque systématique de l'entreprise similaire à celle impliquée pendant (NCI) et après l'événement (NPCI) grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs de ces deux variables. Une variation significative est donnée par un test statistique (t-stat) ≥ 1.96 et ≤ -1.96 sur les coefficients NCI et NPCI de l'équation (51). La période de temps utilisée pour le changement de risque pendant l'événement est le nombre de jours entre le premier et le dernier article recensé sur l'événement et le risque après l'événement est fonction des 500 jours suivant la dernière nouvelle de l'événement.					
Type de fraude	Taille	NCI		NPCI	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
Corruption	43	37%	2%	44%	7%
Manipulation des états financiers	17	35%	6%	24%	6%
Détournement de fonds	6	83%	17%	33%	0%
Vendeurs malhonnêtes	4	0%	0%	25%	0%
Clients malhonnêtes	2	50%	0%	50%	0%
Piratage	3	33%	0%	100%	0%
Vol d'information	6	33%	0%	33%	17%
Fraude d'impôt	3	33%	0%	0%	0%
Fraude de faillite	0	-	-	-	-
Fraude d'assurance	2	50%	0%	50%	0%
Fraude de soin de santé	1	100%	0%	100%	0%
Fraude au niveau des prêts	0	-	-	-	-
Autres	7	29%	14%	14%	14%

Maintenant, à l'aide du tableau 22, nous analysons les changements dans le risque systématique de l'entreprise similaire, selon le type de victime. En premier lieu, la même conclusion que précédemment peut être tirée, en rappelant cependant la mise en garde concernant les sous-échantillons très petits. Ici, uniquement le type de victime « Entreprise » a un échantillon plus élevé que 30. Néanmoins, à titre indicatif, pour la grande majorité des types de victimes nous constatons un pourcentage élevé d'événements où le risque systématique augmente. Cependant, nous constatons une diminution du risque avant (après) l'événement lorsque la victime est le gouvernement de 11% (22%). Ceci est plus élevé que ce que nous constatons avec l'échantillon global et également en comparaison avec les autres types de victimes. Ainsi, nous sommes portés à croire que l'effet est différent lorsque la victime est le gouvernement. Nous notons

également une augmentation respective du risque pendant l'événement de 43%, 25% et 46% lorsque la victime est l'entreprise, le client et la société. Pour le risque après l'événement, lorsque la victime est l'entreprise, le client ou la société, le risque augmente significativement dans respectivement 40%, 25% et 46%. Étant donné que lorsque les victimes sont les employés, les fournisseurs ou les franchisés nous avons 1 seul ou 0 événement à analyser, aucun jugement sur les résultats ne peut être apporté.

Tableau 22. Changement dans le risque systématique par type de victime

Ce tableau nous permet d'analyser, par sous-échantillon de type de victime, les variations dans le risque systématique de l'entreprise similaire à celle impliquée pendant (NCI) et après l'événement (NPCI) grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs de ces deux variables. Une variation significative est donnée par un test statistique (t-stat) ≥ 1.96 et ≤ -1.96 sur les coefficients NCI et NPCI de l'équation (51). La période de temps utilisée pour le changement de risque pendant l'événement est le nombre de jours entre le premier et le dernier article recensé sur l'événement et le risque après l'événement est fonction des 500 jours suivant la dernière nouvelle de l'événement.					
Type de victime	Taille	NCI		NPCI	
		≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96
Entreprise	35	43%	3%	40%	9%
Gouvernement	9	22%	11%	33%	22%
Client	20	25%	0%	25%	5%
Employés	1	100%	0%	0%	0%
Fournisseurs	1	0%	0%	0%	0%
Franchisé	0	-	-	-	-
Société	28	46%	7%	46%	0%

Finalement, nous analysons l'effet sur le risque systématique par type de suivi juridique au tableau 23. Nous constatons encore une fois plus une importante fréquence d'augmentation du risque qu'une diminution de ce dernier, et ce, pour l'ensemble des types de suivi juridiques à l'exception cette fois pour un « verdict d'acquittement » où aucun changement de risque significatif ne fut noté après l'événement. En gardant à l'esprit que nos sous-échantillons demeurent parfois très petits (uniquement « accusation » plus élevée que 30) et qu'il est dans ce contexte difficile de généraliser,

nous discutons de ces résultats à titre indicatif. Une finalité d'accusation est le suivi le plus fréquent et nous notons pour le risque pendant l'événement une augmentation significative dans 34% des cas et une diminution significative dans 7% des cas. Quant au risque après l'événement, il augmente et diminue significativement respectivement pour 43% et 7% des événements. Notons qu'aucun événement ayant un verdict d'acquittement n'a vu le risque de l'entreprise similaire significativement changer après l'événement, alors que nous notons une hausse de son risque pour 50% des cas pendant l'événement de fraude. À titre d'exception, nous pouvons faire mention qu'après l'événement, lorsque la finalité juridique est une entente hors cours, le risque systématique diminue significativement pour 22% de ses événements. Ce qui est anormalement élevé considérant les résultats obtenus dans l'échantillon global et pour les autres types de suivi juridique. Ainsi, le risque augmente plus fréquemment après l'événement lorsque le suivi est une accusation ou un verdict de culpabilité que lorsqu'il y a un verdict d'acquittement où aucun changement dans le risque ne fut noté. Sommairement, à l'exception du verdict d'acquittement après l'événement, nous pouvons affirmer qu'une modification du risque systématique survient dans l'ensemble des types de suivi juridique.

Tableau 23. Changement dans le risque systématique par type de suivi juridique

Ce tableau nous permet d'analyser, par sous-échantillon de type de suivi juridique, les variations dans le risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée pendant (NCI) et après l'événement (NPCI) grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs de ces deux variables. Une variation significative est donnée par un test statistique (t-stat) ≥ 1.96 et ≤ -1.96 sur les coefficients NCI et NPCI de l'équation (51). La période de temps utilisée pour le changement de risque pendant l'événement est le nombre de jours entre le premier et le dernier article recensé sur l'événement et le risque après l'événement est fonction des 500 jours suivant la dernière nouvelle de l'événement.					
Type de suivi juridique	Taille	NCI		NPCI	
		≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96
Pas d'accusations ou de suivi juridique	17	41%	0%	29%	6%
Accusation	44	34%	7%	43%	7%
Entente hors cours	9	33%	0%	33%	22%
Verdict d'acquittement	4	50%	0%	0%	0%
Verdict de culpabilité	20	45%	5%	40%	0%

En résumé, nous constatons que de façon générale, un événement de fraude a une influence sur le risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée dans la fraude. Cet effet est davantage associé à une hausse du risque de l'entreprise similaire qu'à une baisse, et ce, autant pendant l'événement qu'après l'événement. Cet effet fut confirmé en analysant la division des événements par type de fraude, type de victime et type de suivi juridique. Cependant, les sous-échantillons s'avèrent être de faible taille. Ainsi, les constatations suivantes sont faites avec retenues. L'effet sur le risque systématique pendant l'événement semble être plus prononcé lorsque le type de fraude est « détournement de fonds » où 100% des événements ont vu leur risque varier significativement (83%) à la hausse. De plus, lorsque la victime est le gouvernement, nous notons une réduction du risque pour 22% des événements après l'événement ce qui est plus élevé que pour les autres types de victimes. De plus, le risque systématique augmente plus fréquemment après l'événement lorsque le suivi juridique est une accusation ou un verdict de culpabilité que lorsqu'il y a un verdict d'acquittement où aucun changement dans le risque ne fut noté.

8.3. Analyse de l'effet de contagion

Pour faire suite à l'analyse du risque systématique de l'entreprise jumelle à celle impliquée dans l'irrégularité financière, nous amenons une analyse de l'effet de contagion de l'entreprise impliquée dans la fraude financière vers le risque systématique de l'entreprise jumelle telle que définie plus tôt. Nous analysons l'effet au temps t , $t-1$ et $t-2$ pendant l'événement à l'aide de $B1$, $B2$ et $B3$ respectivement et l'effet au temps t , $t-1$ et $t-2$ après l'événement nous est donné par $B4$, $B5$ et $B6$. Le tableau 24 nous présente l'effet de contagion sur l'échantillon global. Nous remarquons à un niveau de significativité de 5% une quantité élevée des événements où un effet de contagion fut noté, et ce, pour l'ensemble des bêtas. Ce qui nous amène à croire qu'un effet de contagion existe au temps t , $t-1$ et $t-2$ pendant et après l'événement de fraude. De plus, il semble que l'effet de contagion sur le risque s'effectue davantage à la hausse qu'à la baisse. En moyenne, pendant l'événement le risque augmente significativement 48% du temps et réduit pour 10% des événements. Lorsque nous analysons l'effet après l'événement, le même constat peut être fait. Nous avons respectivement 38% et 9% de variation significative du risque de contagion pendant et après l'événement. Cependant, l'effet le plus important semble être présent au temps t où nous notons que 93% et 85% des événements ont une augmentation significative du risque à la hausse respectivement pendant et après l'événement. Comparativement à 2% et 1% pendant et après l'événement. Ainsi, en général, nous constatons un effet positif et négatif sur le risque de contagion autant pendant qu'après l'événement où un effet positif à t est très fréquent.

Tableau 24. Effet de contagion

<p>Ce tableau nous permet d'analyser s'il y a effet de contagion du risque entre l'entreprise impliquée dans l'événement de fraude à l'entreprise qui lui est jumelle et non impliquée dans la fraude. L'effet de contagion pendant l'événement est mesuré à t, t-1 et t-2 à l'aide des coefficients (B1), (B2) et (B3) respectivement. L'effet de contagion après l'événement est également mesuré à t, t-1 et t-2 à l'aide, cette fois-ci des variables (B4), (B5) et (B6). Une variation significative est donnée par un test statistique (t-stat) ≥ 1.96 et ≤ -1.96 sur les coefficients (B1), (B2), (B3), (B4), (B5) et (B6) de l'équation (51). Grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs de ces six coefficients, nous sommes en mesure d'analyser l'effet de contagion. La période de temps utilisée pour l'effet de contagion pendant l'événement est fonction du premier et du dernier article recensé sur l'événement de fraude et le risque après l'événement est fonction des 500 jours suivant la dernière nouvelle de l'événement.</p>												
t-stat	B1		B2		B3		B4		B5		B6	
	≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96
	93%	2%	26%	16%	24%	12%	85%	1%	19%	13%	11%	13%

En divisant l'échantillon par type de fraude, la même mise en garde quant à la taille des sous-échantillons doit être faite. Nous constatons tout de même un impact similaire sur l'effet de contagion que pour l'effet global comme nous pouvons le voir au tableau 24. Au temps t, t-1 et t-2, on remarque une augmentation du risque de l'entreprise similaire pour la majorité des cas. Pour ce qui est d'une diminution du risque, les pourcentages sont faibles au temps t. Cependant, pendant l'événement de fraude « manipulation des états-financiers », nous constatons à t-1 que 24% du temps le risque de l'entreprise similaire diminue et nous faisons le même constat pour 18% des cas après l'événement. À noter que pour certains sous-échantillons, nous ne notons pas un changement de risque significatif. Cependant il s'agit de type de fraude avec 3 événements ou moins. Uniquement le vol d'information (échantillon n=6) à t-1 voit son risque inchangé. Ainsi, à quelques exceptions près, nous pouvons affirmer que l'effet de contagion existe pour l'ensemble des types de fraudes.

Tableau 25. Effet de contagion pendant l'événement en fonction du type de fraude

<p>Ce tableau nous permet d'analyser, par sous échantillon de type de fraude, s'il y a effet de contagion du risque entre l'entreprise impliquée dans l'événement de fraude à l'entreprise qui lui est jumelle et non impliquée dans la fraude. L'effet de contagion pendant l'événement est mesuré à t, t-1 et t-2 à l'aide des coefficients (B1), (B2) et (B3) respectivement. Une variation significative est donnée par un test statistique (t-stat) ≥ 1.96 et ≤ -1.96 sur les coefficients (B1), (B2), (B3) de l'équation (51). Grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs de ces trois coefficients, nous sommes en mesure d'analyser l'effet de contagion. La période de temps utilisée pour l'effet de contagion pendant l'événement est fonction du premier et du dernier article recensé sur l'événement de fraude.</p>							
Type de fraude	Taille	B1		B2		B3	
		≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96
Corruption	43	91%	2%	35%	9%	33%	5%
Manipulation des états financiers	17	88%	6%	31%	24%	24%	18%
Détournement de fonds	6	100%	0%	17%	33%	0%	17%
Vendeurs malhonnêtes	4	75%	0%	0%	25%	0%	50%
Clients malhonnêtes	2	100%	0%	0%	0%	0%	0%
Piratage	3	100%	0%	0%	0%	33%	0%
Vol d'information	6	100%	0%	50%	33%	50%	17%
Fraude d'impôt	3	100%	0%	0%	0%	0	0%
Fraude de faillite	0	-	-	-	-	-	-
Fraude d'assurance	2	100%	0%	0%	0%	14%	50%
Fraude de soin de santé	1	100%	0%	0%	0%	31%	0%
Fraude au niveau des prêts	0	-	-	-	-	-	-
Autres	7	100%	0%	0%	29%	31%	14%

Tableau 26. Effet de contagion après l'événement en fonction du type de fraude

<p>Ce tableau nous permet d'analyser, par sous échantillon de type de fraude, s'il y a effet de contagion du risque entre l'entreprise impliquée dans l'événement de fraude à l'entreprise qui lui est jumelle et non impliquée dans la fraude. L'effet de contagion après l'événement est mesuré à t, t-1 et t-2 à l'aide des coefficients (B4), (B5) et (B6) respectivement. Une variation significative est donnée par un test statistique (t-stat) ≥ 1.96 et ≤ -1.96 sur les coefficients (B4), (B5), (B6) de l'équation (51). Grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs de ces trois coefficients, nous sommes en mesure d'analyser l'effet de contagion. La période de temps utilisée pour l'effet de contagion après l'événement est fonction des 500 jours suivant la dernière nouvelle de l'événement.</p>							
Type de fraude	Taille	B4		B5		B6	
		≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96
Corruption	43	83%	2%	29%	14%	9%	14%
Manipulation des états financiers	17	82%	0%	24%	6%	18%	12%
Détournement de fonds	6	83%	0%	0%	33%	0%	17%
Vendeurs malhonnêtes	4	100%	0%	0%	25%	25%	25%
Clients malhonnêtes	2	100%	0%	0%	50%	0%	50%
Piratage	3	67%	0%	0%	0%	0%	0%
Vol d'information	6	100%	0%	0%	0%	0%	17%
Fraude d'impôt	3	100%	0%	0%	0%	33%	0%
Fraude de faillite	0	-	-	-	-	-	-
Fraude d'assurance	2	100%	0%	0%	0%	0%	0%
Fraude de soin de santé	1	100%	0%	0%	100%	0%	0%
Fraude au niveau des prêts	0	-	-	-	-	-	-
Autres	7	86%	0%	29%	0%	14%	0%

Les résultats du modèle de régression linéaire par type de victime montrent des résultats similaires pour le risque de contagion noté pour l'échantillon global. Il faut tout de même rappeler la même mise en garde quant à la taille des sous-échantillons effectuée lors de l'analyse du risque systématique. Nous notons un effet de contagion sur le risque systématique des entreprises similaires pour une majorité des types de victimes. Cependant, nous ne pouvons pas faire de constat pour les victimes « employés », « fournisseurs » et « franchisés ». De plus, nous remarquons un effet légèrement différent lorsque la victime est le gouvernement. Effectivement, malgré que l'effet suggère dans tous les cas une augmentation du risque à t, nous ne remarquons à t-1 aucune augmentation du risque, mais plutôt une réduction dans 11% des cas pendant

l'événement, alors qu'après l'événement, toujours à t-1, le risque augmente 11% du temps et diminue dans 33% des cas. L'effet noté à t-1 lorsque la victime est le gouvernement est différent que ce que nous constatons en général. Globalement, nos résultats révèlent largement que le risque systématique d'une entreprise augmente dans une très forte majorité des cas suite à l'annonce d'une fraude pour une entreprise similaire. Il faut tout de même rappeler la mise en

Tableau 27. Effet de contagion pendant l'événement en fonction du type de victime

<p>Ce tableau nous permet d'analyser, par sous échantillon de type de victime, s'il y a effet de contagion du risque entre l'entreprise impliquée dans l'événement de fraude à l'entreprise qui lui est jumelle et non impliquée dans la fraude. L'effet de contagion pendant l'événement est mesuré à t, t-1 et t-2 à l'aide des coefficients (B1), (B2) et (B3) respectivement. Une variation significative est donnée par un test statistique (t-stat) ≥ 1.96 et ≤ -1.96 sur les coefficients (B1), (B2), (B3) de l'équation (51). Grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs de ces trois coefficients, nous sommes en mesure d'analyser l'effet de contagion. La période de temps utilisée pour l'effet de contagion pendant l'événement est fonction du premier et du dernier article recensé sur l'événement de fraude.</p>							
Type de victime	Taille	B1		B2		B3	
		≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96
Entreprise	35	91%	3%	31%	9%	31%	6%
Gouvernement	9	89%	0%	0%	11%	11%	11%
Client	20	90%	0%	35%	20%	30%	5%
Employés	1	100%	0%	0%	0%	0%	0%
Fournisseurs	1	100%	0%	100%	0%	100%	0%
Franchisé	0	-	-	-	-	-	-
Société	28	96%	4%	19%	25%	15%	25%

Tableau 28. Effet de contagion après l'événement en fonction du type de victime

<p>Ce tableau nous permet d'analyser, par sous échantillon de type de victime, s'il y a effet de contagion du risque entre l'entreprise impliquée dans l'événement de fraude à l'entreprise qui lui est jumelle et non impliquée dans la fraude. L'effet de contagion après l'événement est mesuré à t, t-1 et t-2 à l'aide des coefficients (B4), (B5) et (B6) respectivement. Une variation significative est donnée par un test statistique (t-stat) ≥ 1.96 et ≤ -1.96 sur les coefficients (B4), (B5), (B6) de l'équation (51). Grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs de ces trois coefficients, nous sommes en mesure d'analyser l'effet de contagion. La période de temps utilisée pour l'effet de contagion après l'événement est fonction des 500 jours suivant la dernière nouvelle de l'événement.</p>							
Type de victime	Taille	B4		B5		B6	
		≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96
Entreprise	35	79%	3%	21%	11%	9%	11%
Gouvernement	9	100%	0%	11%	33%	22%	0%
Client	20	85%	0%	20%	10%	10%	10%
Employés	1	100%	0%	100%	0%	0%	0%
Fournisseurs	1	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Franchisé	0	-	-	-	-	-	-
Société	28	0%	0%	18%	11%	11%	21%

Maintenant, en divisant l'échantillon par type de suivi juridique certaines conclusions intéressantes peuvent être tirées. Premièrement, nous notons de l'effet de contagion pour un nombre important de tous les types de suivi. Deuxièmement, nous pouvons affirmer qu'une augmentation du risque à t est très fréquente. Au temps t, nous constatons un effet de contagion significatif positif pour presque l'ensemble des événements. De plus, avec un suivi juridique « verdict de culpabilité » l'effet de contagion est négatif à t-1 et t-2 pour un pourcentage élevé des cas étudiés. Autrement, nous constatons lorsque le suivi est « acquittement » un effet de contagion négatif nettement plus élevé que les autres types à t-1 et t-2 après l'événement (50% et 75%). Bien qu'un verdict d'acquittement laisse croire que cette finalité est positive pour l'entreprise impliquée dans l'événement, contrairement aux autres types de finalités, et ainsi, l'effet de contagion pourrait s'avérer différent à ce qui est constaté avec les autres types de

finalité juridique, cette conclusion est critiquable étant donné que l'échantillon contient uniquement quatre événements et qu'uniquement le type de suivi « accusation » a un échantillon plus grand que 30.

Tableau 29. Effet de contagion pendant l'événement en fonction du type de suivi juridique

<p>Ce tableau nous permet d'analyser, par sous-échantillon de type de suivi juridique, s'il y a effet de contagion du risque entre l'entreprise impliquée dans l'événement de fraude à l'entreprise qui lui est jumelle et non impliquée dans la fraude. L'effet de contagion pendant l'événement est mesuré à t, t-1 et t-2 à l'aide des coefficients (B1), (B2) et (B3) respectivement. Une variation significative est donnée par un test statistique (t-stat) ≥ 1.96 et ≤ -1.96 sur les coefficients (B1), (B2), (B3) de l'équation (51). Grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs de ces trois coefficients, nous sommes en mesure d'analyser l'effet de contagion. La période de temps utilisée pour l'effet de contagion pendant l'événement est fonction du premier et du dernier article recensé sur l'événement de fraude.</p>							
Type de suivi juridique	Taille	B1		B2		B3	
		$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$	$\geq 1,96$	$\leq -1,96$
Pas d'accusations ou de suivi juridique	17	88%	6%	53%	0%	47%	0%
Accusation	44	93%	2%	23%	18%	16%	16%
Entente hors cours	9	100%	0%	0%	11%	11%	11%
Verdict d'acquittement	4	100%	0%	50%	25%	50%	0%
Verdict de culpabilité	20	90%	0%	16%	25%	26%	15%

Tableau 30. Effet de contagion après l'événement en fonction du type de suivi juridique

<p>Ce tableau nous permet d'analyser, par sous-échantillon de type de suivi juridique, s'il y a effet de contagion du risque entre l'entreprise impliquée dans l'événement de fraude à l'entreprise qui lui est jumelle et non impliquée dans la fraude. L'effet de contagion après l'événement est mesuré à t, t-1 et t-2 à l'aide des coefficients (B4), (B5) et (B6) respectivement. Une variation significative est donnée par un test statistique (t-stat) ≥ 1.96 et ≤ -1.96 sur les coefficients (B4), (B5), (B6) de l'équation (51). Grâce aux pourcentages d'événements significatifs positifs et significatifs négatifs de ces trois coefficients, nous sommes en mesure d'analyser l'effet de contagion. La période de temps utilisée pour l'effet de contagion après l'événement est fonction des 500 jours suivant la dernière nouvelle de l'événement.</p>							
Type de suivi juridique	Taille	B4		B5		B6	
		≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96	≥ 1.96	≤ -1.96
Pas d'accusations ou de suivi juridique	17	88%	6%	31%	12%	13%	6%
Accusation	44	84%	0%	23%	14%	14%	9%
Entente hors cours	9	100%	0%	11%	0%	11%	11%
Verdict d'acquittement	4	100%	0%	0%	50%	0%	75%
Verdict de culpabilité	20	80%	0%	10%	10%	5%	15%

En résumé, nous pouvons confirmer les hypothèses (3a) et (3b) et affirmer qu'à la suite de l'annonce d'une irrégularité financière, il y a un effet de contagion significatif de l'entreprise impliquée dans l'événement vers l'entreprise jumelle. À un seuil de 5%, les pourcentages d'événement où un effet de contagion significatif sont notés, à t, t-1 et t-2 sont élevés. Notons que l'effet de contagion est davantage axé vers la hausse, et que les plus forts pourcentages de cas significatifs des différents coefficients analysés se retrouvent à t.

8.4. Analyse en coupe transversale

Dans l'objectif de déterminer si les paramètres médiatiques affectent le risque systématique et(ou) le risque de contagion, nous utilisons un modèle en coupe transversale tel qu'expliqué dans la section « Méthodologie » de ce mémoire. Nous pouvons observer les résultats aux tableaux 31 et 32. Les paramètres sélectionnés pour

cette analyse sont le nombre d'articles, le nombre de mots, le nombre d'articles à la une, la durée de l'événement et une variable binaire s'activant lorsqu'il s'agit d'entreprises dans le secteur de la finance (GICS 40). La régression en coupe transversale est effectuée pour le risque sur le risque systématique total pendant et après l'événement (NCI et NPCI), sur l'effet de contagion pendant à t , $t-1$ et $t-2$ (B1, B2 et B3) et sur l'effet de contagion après l'événement à t , $t-1$ et $t-2$ (B4, B5 et B6).

Nous constatons que le facteur « durée » a un effet négatif sur le risque systématique pendant l'événement de l'entreprise similaire à celle impliquée dans la fraude. Ceci nous amène à croire que la durée d'un événement peut permettre d'expliquer inversement la variation de risque systématique de l'entreprise jumelle dans la fraude pendant l'événement. À l'exception de la variable binaire « secteur finance », l'ensemble des autres paramètres médiatiques n'expliquent pas de façon significative la variation du risque.

Quant à lui, l'effet de contagion pendant l'événement peut également être expliqué par la durée de l'événement, et ce, pour t , $t-1$ et $t-2$ à un seuil de significativité de 1%. Il s'agit du seul paramètre médiatique ayant une valeur explicative du risque de contagion pendant l'événement. Après l'événement de fraude, la « durée » n'a pas de valeur explicative. Quatre paramètres atteignent un seuil de significativité de 10%. Il s'agit de « # d'articles » à t , de « # mots » à t , « # à la une » à $t-1$ et « # à la une » à $t-2$.

Finalement, nous construisons un losange (L) où l'aire est fonction des quatre paramètres médiatiques mentionnés plus haut. Voir le détail du calcul de l'aire dans la section 4. Nous effectuons une régression transversale de l'aire de ce losange pour chaque événement sur l'ensemble des bêtas expliquant les variations du risque systématique et de l'effet de contagion. Nous ajoutons à cette régression transversale une variable binaire s'activant lorsqu'il s'agit d'entreprises dans le secteur de la finance (GICS 40). Seulement le paramètre de l'aire « L » ressort comme étant significatif. Il s'agit de l'effet de contagion

pendant l'événement à t-1 à un seuil de significativité de 5%. Aucun autre paramètre « L » ressort comme étant significatif. Nous ne pouvons donc admettre que l'aire de ce losange explique les variations de risque systématique et il n'explique que partiellement l'effet de contagion. Cependant, tout comme dans la précédente régression transversale, le paramètre variable binaire « secteur finance » est significatif lorsque nous analysons les variations du risque systématique après l'événement de fraude. Nous pouvons donc assumer que les variations de ce risque sont différentes lorsqu'il s'agit d'une société du secteur financier (GICS 40).

Tableau 31. Analyse du changement de risque systématique et de l'effet de contagion selon les paramètres médiatiques

Ce tableau présente les résultats de l'analyse en coupe transversale des différents coefficients de risque systématique pendant l'événement (NCI), risque systématique après l'événement (NPCI), effet de contagion pendant l'événement à t (B1), t-1 (B2), t-2 (B3) et l'effet de contagion après l'événement à t (B4), t-1 (B5) et t-2 (B6). Avec les différents paramètres médiatiques utilisés dans le cadre de ce mémoire le nombre d'articles par événements (# articles), le nombre de mots totaux pour l'ensemble des articles d'un événement (# mots), le nombre d'articles à la une pour un même événement et la durée d'un événement (Durée). Chaque colonne représente la valeur des coefficients. Les étoiles (*), (**), (***) montrent qu'une variable est significativement différente à 0 aux seuils de 10%, 5% et 1% et permettent d'examiner la valeur explicative des paramètres médiatiques.								
	NCI	NPCI	B1	B2	B3	B4	B5	B6
Constante	-1,083***	-1,310***	4,672***	-0,727*	-0,228	9,462***	0,293	-0,202
# articles	-0,091	0,642	0,747	0,753	0,572	8,341*	1,386	-0,244
# mots	0,217	-1,027	-1,783	-0,699	-0,870	-8,457*	-1,021	0,335
# à la une	-0,038	0,128	0,182	0,118	0,057	0,203	-0,355*	-0,217*
Durée	-0,302***	0,103	2,005***	0,359***	0,375***	-0,547	-0,016	-0,022
Secteur Finance	0,321	0,690*	-0,728	0,045	-0,383	2,072	0,150	0,244

Tableau 32. Analyse du changement de risque systématique et de l'effet de contagion selon l'aire d'un losange de paramètres médiatiques

<p>Ce tableau présente les résultats de l'analyse en coupe transversale des différents coefficients de risque systématique pendant l'événement (NCI), risque systématique après l'événement (NPCI), effet de contagion pendant l'événement à t (B1), t-1 (B2), t-2 (B3) et l'effet de contagion après l'événement à t (B4), t-1 (B5) et t-2 (B6). Avec le losange (M) tel que défini à l'équation (52) et d'une variable binaire s'activant lorsque l'entreprise impliquée dans l'irrégularité financière provient du secteur de la finance. Chaque colonne représente la valeur des coefficients. Les étoiles (*), (**), (***) montrent qu'une variable est significativement différente à 0 au seuil de 10%, 5% et 1% et permettent d'examiner la valeur explicative du losange (L)</p>								
	NCI	NPCI	B1	B2	B3	B4	B5	B6
Constante	-1,787***	-1,522***	8,822***	0,491*	0,375	7,286***	0,153	-0,447*
L	0,000	0,000	0,001	0,002**	0,000	-0,002	0,000	0,000
Secteur Finance	0,205	0,643*	-0,137	0,089	-0,263	1,921	0,329	0,313

9. Conclusion

Au travers notre revue de littérature, un impact significatif de la fraude sur les rendements d'une entreprise fut soulevé dans plusieurs articles. Nous avons également noté que cette conclusion pouvait être interprétée différemment selon le type de fraudes. Cependant, certains articles se contredisent dans leurs résultats. Ceci est mis en relief par le recensement de recherches effectué par Ullmann (1985). De plus, nous notons des résultats différents selon les types de victime et de finalité juridique. Par exemple, lorsque le gouvernement est la victime d'un événement d'irrégularité financière, nous notons que l'impact sur la valeur de l'entreprise est plus important pour l'entreprise similaire que pour les autres types de victimes Cloninger et Waller (2000). De plus, l'effet des fraudes sur le risque fut analysé beaucoup plus sporadiquement que l'effet sur les rendements ou la valeur de l'entreprise. Parmi les rares auteurs à s'être penché sur le sujet, nous avons Cloninger *et al.* (2000) où les résultats obtenus ne permettent pas d'affirmer que les fraudes ont un impact sur le risque d'une entreprise. Ceci nous a incité à amener l'aspect analyse du risque dans le cadre de ce mémoire. De plus, analyser ce dernier au travers les articles publiés du *WSJ* est d'autant plus pertinents considérant l'impact que les médias ont sur les décisions d'investissement et les marchés financiers tels que décrit par plusieurs auteurs.

Ainsi, dans le cadre de ce mémoire, nous ajoutons à la littérature existante en mesurant l'effet de contagion des événements médiatiques liés aux fraudes financières. En premier lieu, nous avons évalué l'effet sur le risque systématique des événements de fraudes en entreprises parues dans le *Wall Street Journal* sur l'entreprise jumelle à celle impliquée dans l'événement. En deuxième lieu, nous avons analysé l'effet de contagion sur le risque boursier systématique des événements de fraudes en entreprise parues dans le *Wall Street Journal* pendant et(ou) après l'événement. Finalement, nous avons apporté une compréhension supplémentaire aux résultats obtenus au niveau du risque systématique

et de l'effet de contagion en analysant les résultats en fonction des types de fraude, type de victime, type de finalité juridique et selon le traitement médiatique du *Wall Street Journal*. Pour modéliser le risque systématique de l'entreprise similaire à celle fraudée ainsi que l'effet de contagion, nous nous sommes inspirés des modèles conditionnels de Ferson et Schadt (1996). Nous avons ajouté des variables binaires permettant d'identifier les différentes périodes à analyser. Ces dernières sont, la variation du risque pendant et après l'événement relativement au risque avant l'événement, et ce, autant pour l'effet sur le risque systématique que pour l'effet de contagion. De plus, l'effet de contagion fut analysé à t , $t-1$ et $t-2$. Ce qui nous a permis de tenir compte de l'effet retardataire des médias. Nous avons aussi inclus des variables instrumentales dans la modélisation ce qui permet de tenir compte des facteurs du marché sur les variations de risque qui sont identifiés.

En analysant les résultats obtenus, nous pouvons émettre plusieurs conclusions intéressantes. En premier lieu, nous démontrons que les irrégularités financières évaluées au travers des médias ont un impact sur le risque systématique de la société jumelle à celle impliquée dans l'événement. En effet, nous constatons que pour un nombre important d'événements, une variation significative du risque existe autant pendant qu'après l'événement en observant l'échantillon global. Notons que cet effet est davantage vers une hausse du risque que vers une baisse du risque. L'effet est également très similaire entre les types de fraudes et les types de victimes. Cependant, le risque systématique augmente plus fréquemment après l'événement lorsque le suivi juridique est une accusation ou un verdict de culpabilité que lorsqu'il y a un verdict d'acquittement. En revanche, nous n'avons que quatre observations dans notre échantillon de verdict d'acquittement ce qui empêche d'en tirer une conclusion. De plus, en considérant les pourcentages élevés d'événement où un effet de contagion significatif est noté à un seuil de 5% et ce, à t , $t-1$ et $t-2$, nous constatons qu'il y a un effet de contagion significatif sur risque systématique de l'entreprise impliquée dans l'événement à celle qui lui est jumelle. Notons que l'effet de contagion est davantage axé vers une hausse du risque et que les

pourcentages de significativité des différents coefficients analysés sont les plus élevés à t où le risque varie significativement pour la quasi-totalité des événements. Nous ajoutons ainsi un volet très intéressant à la littérature où l'effet de contagion des irrégularités financières n'avait jamais été analysé par le passé.

Finalement, à l'aide de régressions transversales, nous évaluons si les différents facteurs médiatiques identifiés dans la section « méthodologie » peuvent expliquer l'effet sur le risque systématique et l'effet de contagion identifié précédemment. Nous constatons que la durée de l'événement a une capacité explicative à un seuil de significativité de 1% pour l'effet sur le risque systématique pendant l'événement et sur l'effet de contagion pendant l'événement à t , $t-1$ et $t-2$. Ce facteur ne s'est pas avéré avoir une valeur explicative après l'événement. De plus, nous avons créé un losange où l'aire est fonction des quatre facteurs médiatiques utilisés dans le cadre de ce mémoire. L'aire de ce losange est en mesure d'expliquer uniquement les variations du coefficient de l'effet de contagion pendant l'événement à $t-1$.

En résumé, les résultats présentés ci-dessus contribuent grandement à la littérature. Selon notre compréhension, l'effet d'une fraude financière sur l'effet de contagion du risque n'a pas été démontré par la littérature passée. En revanche, les résultats que nous obtenons démontrent clairement que les événements de fraudes d'une entreprise impactent le risque d'une entreprise similaire et qu'il y a aussi présence d'un effet de contagion de ce risque. Il serait également intéressant d'utiliser une base de données encore plus importante en taille pour permettre de mieux analyser les effets par type de fraude, type de victime et type de suivi juridique. La taille limitée de notre échantillon a rendu certaines conclusions impossibles à tirer. De plus, au niveau de l'effet médiatique, bien que le losange de facteurs médiatiques tel que défini dans le cadre de ce mémoire ait peu de valeur explicative, ce ne fut pas le cas pour la durée de l'événement où une capacité explicative de la variation du risque devient une piste intéressante à explorer. Pour creuser l'impact des médias sur l'effet de contagion, il serait intéressant de bonifier

le travail en ajoutant de nouveaux paramètres médiatiques (p.ex. la fréquence des articles) ou en enlevant certains lors de la coupe transversale. Nous pourrions également utiliser différents quotidiens pour identifier si les conclusions au niveau de l'effet de contagion sont les mêmes ou si différents journaux ont plus d'impact que d'autres. D'un autre côté, en assumant qu'un effet de contagion existe, il faudrait identifier des pistes permettant aux gestionnaires de portefeuille de mieux considérer cet effet dans leur prise de décision. L'analyse produite utilise comme entreprise jumelle une société œuvrant dans le même secteur d'activité et de taille similaire. Il serait intéressant que des recherches futures soient en mesure d'identifier le périmètre de l'effet de contagion. Nous avons démontré que l'effet existe au niveau de l'entreprise jumelle, mais existe-t-il aussi au niveau des entreprises faisant partie de la chaîne de valeur de l'entreprise impliquée (clients et fournisseurs), autres entreprises du même secteur ou du même pays? De plus, en conservant les facteurs de taille et de secteur pour l'entreprise jumelle, mais en ajoutant de nouvelles caractéristiques aux entreprises analysées, tels que la région géographique, un indicateur de bonne pratique en matière de prévention de la fraude ou un indicateur de bonne réputation, des recherches futures seraient en mesure d'apporter des outils supplémentaires à la prise de décision d'investissement boursier en analysant si l'effet de contagion est différent que ceux constatés dans ce mémoire.

10. Bibliographie

ARLOW, Peter et GANNON, Martin J., 1982, Social responsiveness, corporate structure, and economic performance. *Academy of Management Review*, vol. 7, no 2, p. 235-241.

BAIG, Taimur et GOLDFAJN, Ilan., 1999, Financial market contagion in the Asian crisis. *IMF staff papers*, vol. 46, no 2, p. 167-195.

BAUCUS, Melissa S. et BAUCUS, David A., 1997, Paying the piper: An empirical examination of longer-term financial consequences of illegal corporate behavior. *Academy of Management Journal*, vol. 40, no 1, p. 129-151.

BEKAERT, Geert et HARVEY, Campbell R., 1995, Time-varying world market integration. *The Journal of Finance*, vol. 50, no 2, p. 403-444.

BEKAERT, Geert et HARVEY, Campbell R., 1997, Emerging equity market volatility. *Journal of Financial economics*, vol. 43, no 1, p. 29-77.

BEKAERT, Geert et HARVEY, Campbell R., 2005, *Market integration and contagion*. National Bureau of Economic Research.

BEKAERT, Geert, EHRMANN, Michael, FRATZSCHER, Marcel, 2014, The global crisis and equity market contagion. *The Journal of Finance*, vol. 69, no 6, p. 2597-2649.

BERTERO, Elisabetta et MAYER, Colin., 1990, Structure and performance: Global interdependence of stock markets around the crash of October 1987*. *European Economic Review*, vol. 34, no 6, p. 1155-1180.

BONDT, Werner FM et THALER, Richard. Does the stock market overreact?, 1985, *The Journal of finance*, vol. 40, no 3, p. 793-805.

BOYA, Christophe., 2009, Analyse des informations exogènes secondaires et mesure d'impact sur le marché action. *Revue internationale d'intelligence économique*, vol. 1, no 2, p. 237-253.

CAMPBELL, John Y., 1987, Stock returns and the term structure. *Journal of financial economics*, vol. 18, no 2, p. 373-399.

CARHART, Mark M., 1997, On persistence in mutual fund performance. *The Journal of finance*, vol. 52, no 1, p. 57-82.

CHANG, Saeyoung et SUK, David Y., 1998, Stock prices and the secondary dissemination of information: The wall street journal's "insider trading spotlight" column. *Financial Review*, vol. 33, no 3, p. 115-128.

CHEN, Nai-Fu, ROLL, Richard, et ROSS, Stephen A. 1986 Economic forces and the stock market. *Journal of business*, p. 383-403.

CLONINGER, Dale O., 1983, Moral and systematic risk: a rationale for unfair business practice. *Journal of Behavioral Economics*, vol. 11, no 2, p. 33-49.

CLONINGER, Dale O., 1985a, An analysis of the effect of illegal corporate activity on share value. *Journal of Behavioral Economics*, vol. 14, no 2, p. 1-13.

CLONINGER, Dale O., 1985b, Moral risk and share value: the case of IBM and Hitachi. *Southern Business Review*, vol. 11, no 1, p. 1.

CLONINGER, Dale O., SKANTZ, Terrance R., et STRICKLAND, Thomas H., 1987, Price Fixing and Legal Sanctions: The Stockholder-Enrichment Motive. *Antitrust L. & Econ. Rev.*, vol. 19, p. 17.

CLORE, Gerald L. et ORTONY, Andrew, 1988, The semantics of the affective lexicon. In : *Cognitive perspectives on emotion and motivation*. Springer Netherlands, p. 367-397.

COCHRAN, Philip L. et WOOD, Robert A., 1984, Corporate social responsibility and financial performance. *Academy of management Journal*, 1984, vol. 27, no 1, p. 42-56.

CORSETTI, Giancarlo, PERICOLI, Marcello, et SBRACIA, Massimo., 2005, 'Some contagion, some interdependence': More pitfalls in tests of financial contagion. *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, no 8, p. 1177-1199.

CREMERS, K. J., NAIR, Vinay B., et PEYER, Urs., 2008, Takeover defenses and competition: the role of stakeholders. *Journal of Empirical Legal Studies*, vol. 5, no 4, p. 791-818.

DAVIDSON, Wallace N. et WORREL, Dan L., 1988, The impact of announcements of corporate illegalities on shareholder returns. *Academy of management journal*, vol. 31, no 1, p. 195-200.

DAVIDSON III, Wallace N., WORRELL, Dan L., et LEE, Chun I., 1994, Stock market reactions to announced corporate illegalities. *Journal of Business Ethics*, vol. 13, no 12, p. 979-987.

DELLAVIGNA, Stefano et KAPLAN, Ethan., 2008, The political impact of media bias. *Information and Public Choice*, p. 79.

DOUGAL, Casey, ENGELBERG, Joseph, GARCIA, Diego, 2012, Journalists and the stock market. *Review of Financial Studies*, 2012, vol. 25, no 3, p. 639-679.

DURNEV, Art, MORCK, Randall, et YEUNG, Bernard., 2004, Value-enhancing capital budgeting and firm-specific stock return variation. *The Journal of Finance*, vol. 59, no 1, p. 65-105.

EDWARDS, Sebastian. *Interest rate volatility, capital controls, and contagion.*, 1998, National bureau of economic research.

EHRlich, Isaac., 1973, Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *The Journal of Political Economy*, p. 521-565.

EICHENGREEN, Barry, ROSE, Andrew K., et WYPLOSZ, Charles, 1996, *Contagious currency crises*. National bureau of economic research.

ENGELBERG, Joseph E. et PARSONS, Christopher A., 2011, The causal impact of media in financial markets. *The Journal of Finance*, vol. 66, no 1, p. 67-97.

FAMA, E., 1976, *Foundations of finance* (Basic Books, New York)

FAMA, Eugene F., 1965, The behavior of stock-market prices, *The journal of Business*, vol. 38, no 1, p. 34-105.

FAMA, Eugene F., FISHER, Lawrence, JENSEN, Michael C, 1970, The adjustment of stock prices to new information. *International economic review*, vol. 10, no 1, p. 1-21.

FAMA, Eugene F. et FRENCH, Kenneth R., 1988, Dividend yields and expected stock returns. *Journal of financial economics*, vol. 22, no 1, p. 3-25.

FAMA, Eugene F. et FRENCH, Kenneth R., 1989, Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, vol. 25, no 1, p. 23-49.

FAMA, Eugene F. et FRENCH, Kenneth R., 1992, The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, vol. 47, no 2, p. 427-465.

FAMA, Eugene F. et FRENCH, Kenneth R., 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, vol. 33, no 1, p. 3-56.

FAMA, Eugene F. et FRENCH, Kenneth R., 1996, Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The journal of finance*, vol. 51, no 1, p. 55-84.

FAMA, Eugene F. et FRENCH, Kenneth R., 2012, Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of financial economics*, vol. 105, no 3, p. 457-472.

FAMA, Eugene F. et FRENCH, Kenneth R., 2016, Dissecting anomalies with a five-factor model. *Review of Financial Studies*, vol. 29, no 1, p. 69-103.

FANG, Lily et PERESS, Joel., 2009, Media coverage and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, vol. 64, no 5, p. 2023-2052.

FERREIRA, Eurico J. et SMITH, Stanley D., 2003, "Wall Street Week": Information or Entertainment?. *Financial Analysts Journal*, vol. 59, no 1, p. 45-53.

FICH, Eliezer M. et SHIVDASANI, Anil., 2005, The Impact of Stock-Option Compensation for Outside Directors on Firm Value. *The Journal of Business*, vol. 78, no 6, p. 2229-2254.

FORBES, Kristin et RIGOBON, Robert, 2001, Measuring contagion: conceptual and empirical issues. In : *International financial contagion*. Springer US. p. 43-66.

FORBES, Kristin J. et RIGOBON, Roberto., 2002, No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The journal of Finance*, vol. 57, no 5, p. 2223-2261.

FERSON, Wayne E. et HARVEY, Campbell R., 1991, Sources of predictability in portfolio returns. *Financial Analysts Journal*, vol. 47, no 3, p. 49-56.

FERSON, Wayne E. et SCHADT, Rudi W., 1996, Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *The Journal of finance*, vol. 51, no 2, p. 425-461.

FERSON, Wayne E. et HARVEY, Campbell R., 1999, Conditioning variables and the cross section of stock returns. *The Journal of Finance*, vol. 54, no 4, p. 1325-1360.

GANAPOLSKY, Eduardo JJ et SCHMUKLER, Sergio L., 1998, *Crisis management in Argentina during the 1994-95 mexican crisis: how did markets react?*. World Bank Publications.

GARCIA, Diego., 2013, Sentiment during recessions. *The Journal of Finance*, vol. 68, no 3, p. 1267-1300.

GENTZKOW, Matthew et SHAPIRO, Jesse M., 2010, What drives media slant? Evidence from US daily newspapers. *Econometrica*, vol. 78, no 1, p. 35-71.

GERBER, Alan S., KARLAN, Dean, et BERGAN, Daniel., 2009, Does the media matter? A field experiment measuring the effect of newspapers on voting behavior and political opinions. *American Economic Journal: Applied Economics*, vol. 1, no 2, p. 35-52.

GINO, Francesca, WOOD, Alison, et SCHWEITZER, Maurice E., 2009, *How anxiety increases advice-taking (even when the advice is bad)*. working paper, Wharton School of the University of Pennsylvania technical report.

HAMAO, Yasushi, MASULIS, Ronald W., et NG, Victor., 1990, Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial studies*, vol. 3, no 2, p. 281-307.

HARVEY, Campbell R., 1989, Time-varying conditional covariances in tests of asset pricing models. *Journal of Financial Economics*, vol. 24, no 2, p. 289-317.

- HARRIS, Jared et BROMILEY, Philip., 2007, Incentives to cheat: The influence of executive compensation and firm performance on financial misrepresentation. *Organization Science*, vol. 18, no 3, p. 350-367.
- HERMAN, Edward S., 1981, *Corporate control, corporate power*. Cambridge : Cambridge University Press.
- JOHNSON, William C., XIE, Wenjuan, et YI, Sangho., 2014, Corporate fraud and the value of reputations in the product market. *Journal of Corporate Finance*, vol. 25, p. 16-39.
- KAMINSKY, Graciela et SCHMUKLER, Sergio., 1998, The relationship between interest rates and exchange rates in six Asian countries. *Unpublished paper. Washington: World Bank*.
- KAMINSKY, Graciela L. et REINHART, Carmen M., 1999, The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems. *American economic review*, p. 473-500.
- KARPOFF, Jonathan M. et LOTT JR, John R., 1993, Reputational penalty firms bear from committing criminal fraud, the. *JL & econ.*, vol. 36, p. 757.
- KARPOFF, Jonathan M., LEE, D. Scott, et MARTIN, Gerald S., 2008, The cost to firms of cooking the books. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 43, no 03, p. 581-611.
- KEIM, Donald B. et STAMBAUGH, Robert F., 1986, Predicting returns in the stock and bond markets. *Journal of financial Economics*, vol. 17, no 2, p. 357-390.
- KESNER, Idalene F., VICTOR, Bart, et LAMONT, Bruce T. , 1986, Research Notes: Board Composition and the Commission of Illegal Acts: An Investigation of Fortune 500 Companies. *Academy of Management Journal*, vol. 29, no 4, p. 789-799.
- KERL, Alexander G. et WALTER, Andreas., 2007, Market responses to buy recommendations issued by personal finance magazines: effects of information, price-pressure, and company characteristics. *Review of Finance*, vol. 11, no 1, p. 117-141.
- KING, Mervyn A. et WADHWANI, Sushil., 1990, Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial studies*, vol. 3, no 1, p. 5-33.
- LEAN, David F., OGUR, Jonathan D., et ROGERS, Robert P., 1985, Does collusion pay... Does antitrust work?. *Southern Economic Journal*, p. 828-841.
- LEE, Sang Bin et KIM, Kwang Jung. Does the October 1987 crash strengthen the co-movements among national stock markets?., 1993, *Review of Financial Economics*, vol. 3, no 1, p. 89.

- LONG, D. Michael et RAO, Spuma., 1995, The wealth effects of unethical business behavior. *Journal of Economics and Finance*, vol. 19, no 2, p. 65-73.
- LONGIN, Francois et SOLNIK, Bruno, 1995, Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990?. *Journal of international money and finance*, vol. 14, no 1, p. 3-26.
- LIU, Pu, SMITH, Stanley D., et SYED, Azmat A., 1990, Stock price reactions to the Wall Street Journal's securities recommendations. *Journal of financial and Quantitative Analysis*, vol. 25, no 03, p. 399-410.
- MALKIEL, Burton G. et FAMA, Eugene F., 1970, Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, vol. 25, no 2, p. 383-417.
- MURPHY, Deborah L., SHRIEVES, Ronald E., et TIBBS, Samuel L., 2009, Understanding the penalties associated with corporate misconduct: An empirical examination of earnings and risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 44, no 01, p. 55-83.
- NG, Angela. Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific–Basin, 2000, *Journal of international money and finance*, vol. 19, no 2, p. 207-233.
- NOVY-MARX, Robert., 2013, The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, vol. 108, no 1, p. 1-28.
- O'CONNOR, Joseph P., PRIEM, Richard L., COOMBS, Joseph E., GILLEY, K.M., 2006, Do CEO stock options prevent or promote fraudulent financial reporting?. *Academy of Management Journal*, vol. 49, no 3, p. 483-500.
- PERESS, Joel., 2008, Media coverage and investors' attention to earnings announcements. *Available at SSRN 2723916*,
- PERESS, Joel., 2014, The media and the diffusion of information in financial markets: Evidence from newspaper strikes. *The Journal of Finance*, vol. 69, no 5, p. 2007-2043.
- PERICOLI, Marcello et SBRACIA, Massimo, 2003, A primer on financial contagion. *Journal of Economic Surveys*, 2003, vol. 17, no 4, p. 571-608.
- PHYLAKTIS, Kate et XIA, Lichuan, 2009, Equity market comovement and contagion: A sectoral perspective. *Financial Management*, vol. 38, no 2, p. 381-409.
- POLINSKY, A. Mitchell et SHAVELL, Steven., 1979, The optimal tradeoff between the probability and magnitude of fines. *The American Economic Review*, vol. 69, no 5, p. 880-891.

ROLL, Richard. The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis., 1988, *The Journal of Finance*, vol. 43, no 3, p. 541-566.

SCHWARZ, Gideon, *et al.* Estimating the dimension of a model., 1978, *The annals of statistics*, vol. 6, no 2, p. 461-464.

SKANTZ, Terrance R., CLONINGER, Dale O., *et* STRICKLAND, Thomas H., 1990, Price-Fixing and Shareholder Returns: An Empirical Study. *Financial Review*, vol. 25, no 1, p. 153-163.

SHARPE, William F., 1964, Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, vol. 19, no 3, p. 425-442.

SHILLER, Robert J. The use of volatility measures in assessing market efficiency., 1981. *The Journal of Finance*, vol. 36, no 2, p. 291-304

SHILLER, Robert J. Comovements in stock prices and comovements in dividends, 1989, *The Journal of Finance*, vol. 44, no 3, p. 719-729.

SHILLER, Robert J, 2000, Measuring bubble expectations and investor confidence. *The Journal of Psychology and Financial Markets*, vol. 1, no 1, p. 49-60.

SMITH, Craig A. *et* ELLSWORTH, Phoebe C., 1985, Patterns of cognitive appraisal in emotion. *Journal of personality and social psychology*, vol. 48, no 4, p. 813.

SLOVIC, Paul. Psychological study of human judgment: Implications for investment decision making., 1972, *The Journal of Finance*, vol. 27, no 4, p. 779-799.

TAI, Chu-Sheng. Can bank be a source of contagion during the 1997 Asian crisis?, 2004, *Journal of banking & finance*, vol. 28, no 2, p. 399-421.

TETLOCK, Paul C., 2007, Giving content to investor sentiment: The role of media in the stock market. *The Journal of Finance*, vol. 62, no 3, p. 1139-1168.

TETLOCK, Paul C., 2011, All the news that's fit to reprint: Do investors react to stale information?. *Review of Financial Studies*, vol. 24, no 5, p. 1481-1512.

TETLOCK, Paul C., SAAR-TSECHANSKY, MAYTAL, *et* MACSKASSY, Sofus., 2008, More than words: Quantifying language to measure firms' fundamentals. *The Journal of Finance*, vol. 63, no 3, p. 1437-1467.

TITMAN, Sheridan, WEI, KC John, *et* XIE, Feixue. Capital investments and stock returns, 2004, *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 2004, vol. 39, no 04, p. 677-700.

ULLMANN, Arie A., 1985, Data in search of a theory: A critical examination of the relationships among social performance, social disclosure, and economic performance of US firms. *Academy of management review*, vol. 10, no 3, p. 540-557.